UNIVERSITE BRETAGNE LOIRE

Le Mans Université

THÈSE DE DOCTORAT

Jérôme RONCHETTI

Mémoire présenté en vue de l'obtention du
grade de Docteur de Le Mans Université
sous le sceau de l'Université Bretagne Loire

École doctorale : Droit, Économie, Gestion, Environnement, Sociétés et Territoires

Discipline : 05
Spécialité : Économie
Unité de recherche : GAINS — UMR CNRS 6613

Soutenue le 26 Septembre 2017
Thèse N° : 2017LEMA2002

CONTRIBUTIONS À L'ANALYSE DE LA DIVERSITÉ D'IMPACTS DES COMPLÉMENTAIRES SANTÉ

Approches théoriques et empiriques

JURY

Rapporteurs :	**Thomas BARNAY**, Professeur des Universités, Université Paris-Est Créteil
	Nathalie GREENAN, Maitre de conférence - HDR, Centre d'Etude de l'Emploi
Examinateurs :	**Catherine POLLAK**, Chef du bureau de l'assurance maladie et des études sur les dépenses de santé, DREES
	François-Charles WOLFF, Professeur des Universités, Université de Nantes
Directeur de thèse :	**Arnaud CHERON**, Professeur des Universités, Université du Maine
Co-directeur de Thèse :	**Pierre-Jean MESSE**, Maître de conférences - HDR, Université du Maine

L'Université du Mans n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.

Remerciements

Ce travail est l'aboutissement de presque cinq années au sein de l'Université du Mans et au laboratoire GAINS-TEPP. Il est le fruit, non pas d'un travail individuel, mais d'un travail collectif. Je souhaite ainsi adresser mes premiers remerciements à mes deux directeurs de thèse, Arnaud Chéron et Pierre-Jean Messe, qui ont pleinement encadré ces recherches doctorales.

Je souhaite sincèrement les remercier pour leur soutien et leurs encouragements permanents durant ces travaux qui sont parfois accompagnés de moments de doutes et de stagnation. Au delà même de la thèse, je leur suis également extrêmement reconnaissant pour la bienveillance qu'ils ont eu à mon égard. Je remercie aussi également les membres extérieurs de mon Comité de Suivi de Thèse, François Langot et Thepthida Sopraseuth, pour leur avis et conseils sur l'avancement continuel de la thèse.

Je tiens aussi à remercier Thomas Barnay et Nathalie Greenan pour avoir accepté de rapporter ma thèse. Je remercie aussi grandement Catherine Pollak et François-Charles Wolff de faire partie de mon jury et d'avoir accepté d'être suffragants. Leurs participations m'honore par leurs compétences reconnues dans le monde de la recherche et notamment dans les champs de l'économie de la santé et de l'économie du travail.

Il m'eut été impossible d'effectuer ce travail sans la mise à disposition, de la part de l'Irdes, des données ESPS et PSCE pour les recherches empiriques. Je remercie l'institut pour l'apport de ces bases, et plus particulièrement Marc Perronnin, qui m'a particulièrement aidé dans l'obtention de ces données.

Je tiens ensuite à remercier les membres du GAINS, qui m'ont chaleureusement accueilli depuis le début de l'aventure. Ainsi, j'exprime toute ma gratitude aux maîtres de conférence et professeurs des Universités présents durant ces années : Stéphane Adjemian, Julien Albertini, Sylvie Blasco, Salima Bouayad, Xavier Fairise, Jean-Pascal Gayant, Frederic Karamé, Antoine le Riche, François Langot, Sébastien Menard, Thi Thanh Huyen Nguyen, Martial Phélippé-Guinvarch, Solenne Tanguy, Jérémy Tanguy,

Ahmed Tritah et Thomas Weitzenblum. Qui plus est, des doctorants forment aussi la vie d'un laboratoire et sont des personnes importantes pour la motivation et l'envie d'aller au bout de ce long chemin. Qu'ils soient aujourd'hui en cours de thèse, en poste ou qu'ils aient décidé de prendre une autre route, ils m'ont permis, par leur présence, de pouvoir soutenir aujourd'hui. Je tiens à remercier chaleureusement Aymen Esselmi, Sarah Le Duigou, Arthur Poirier, Kevin Poperl, Ni Dikai, Olivier Renault, Chaimaa Yassine, Khai Zao pour leurs conseils avisés et les moments passés au sein même ou à l'extérieur du laboratoire. Au sein de ces doctorants, je tiens particulièrement à remercier Emmanuel Auvray et Anthony Terriau, membres de ce fameux "T201", qui, par leurs débats, blagues et activités quotidiennes, apportent de la vie au bureau. Ils ont été importants lors de ces 3 dernières années.

Une thèse est importante sur le plan professionnel mais s'invite aussi le plan personnel. Des encouragements et une stabilité personnelle sont des éléments indispensables pour arriver au bout d'un doctorat. Je remercie ainsi les plus chères à mes yeux. Merci à mes amis proches, pour leur soutien et les moments passés ensemble. Merci à mes parents, qui m'ont d'abord permis de faire des études et d'être là aujourd'hui. Merci à mon frère Frédéric et mes soeurs, Sophie et Elodie, qui ont toujours été présents en cas de besoin. Enfin, je remercie chaleureusement ma femme, Marina, présente à mes côtés depuis plus de 3 ans et qui m'apporte bonheur et amour nécessaires au quotidien.

Les deux derniers chapitres de cette thèse ont fait l'objet d'un rapport pour la Chaire "Transitions Démographiques Transitions Économiques". Le chapitre 4 a notamment fait l'objet d'une discussion approfondie avec Marc Perronnin (IRDES) lors de la conférence des Journées des Économistes de la Santé Français (2016). Il a aussi bénéficié des commentaires de participants aux différentes conférences pendant lesquelles il a été présenté : 33èmes Journées de Microéconomie Appliquée (Besançon, 2016), 34èmes Journées de Microéconomie Appliquée (Le Mans, 2017), 66ème Congrès de l'Association Française de Science Économique (Nice, 2017).

Le chapitre 1 a bénéficié des remarques et suggestions des rapporteurs anonymes de la revue *"Economics Bulletin"* avant sa publication.

Table des matières

Remerciements iv

Introduction générale **1**

I Approche structurelle de l'impact des complémentaires santé sur les politiques salariales des entreprises **20**

1 Dépenses en santé des firmes et salaire d'équilibre dans un modèle à double hétérogénéité [1] **21**

1.1 Introduction 24

1.2 Principales hypothèses et comportement des firmes 25

1.3 Salaires de réservation endogènes des travailleurs 29

1.4 Salaires d'équilibres et dépenses de santé 32

1.5 Extension : un modèle à 3 états de santé 35

1.6 Conclusion 40

2 Salaire et complémentaires santé : le rôle des préférences des travailleurs **42**

2.1 Introduction 43

2.2 Complémentaire et distribution des salaires : une exploration empirique dans le cadre français 47

1. Ce chapitre est constitué d'un article publié : Employer-provided health insurance and equilibrium wages with two-sided heterogeneity, A.Chéron et *al.*, *Economics Bulletin, 2015, vol. 35, issue 2, pages 1109-1117*. Une extension a été apportée pour généraliser le modèle à 3 états de santé possibles du côté des travailleurs.

2.3 Une approche théorique avec hétérogénéité des préférences . . . 57
2.3.1 Les hypothèses . . . 57
2.3.2 Salaire, complémentaire et CNT . . . 59
2.3.3 Le choix optimal de l'entreprise . . . 61
2.4 Conclusion . . . 65

II Approches empiriques de l'impact des complémentaires santé : l'incidence sur l'état de santé et l'absentéisme 68

3 Complémentaires santé et état de santé des travailleurs 69
3.1 Introduction . . . 71
3.2 Revue de la littérature . . . 73
3.3 Présentation des données . . . 75
3.4 Résultats . . . 81
3.4.1 Impact de la complémentaire santé sur l'état de santé . . . 81
3.4.2 Impact de la couverture collective sur l'état de santé . . . 83
3.5 Conclusion . . . 85
3.6 Annexe A : Complémentaire santé et score d'état de santé : approche par classes . . . 87

4 Couverture collective, politiques d'indemnisation et absentéisme 89
4.1 Introduction . . . 91
4.2 Revue de la littérature . . . 93
4.3 Présentation des données . . . 96
4.4 Probabilité d'arrêts maladie et complémentaire santé . . . 103
4.4.1 Le caractère obligatoire de la complémentaire santé . . . 103
4.4.2 Méthode économétrique . . . 104
4.5 Résultats . . . 110
4.5.1 Probabilité d'arrêt maladie et complémentaire santé . . . 110
4.5.2 L'effet "taille" des firmes . . . 112

4.5.3 Durée d'arrêts maladie et taille des firmes 118
4.5.4 Régime d'indemnisation et complémentaire santé 120
4.6 Conclusion 123

Conclusion générale **125**

Liste des tableaux 149
Table des figures 150

Introduction générale

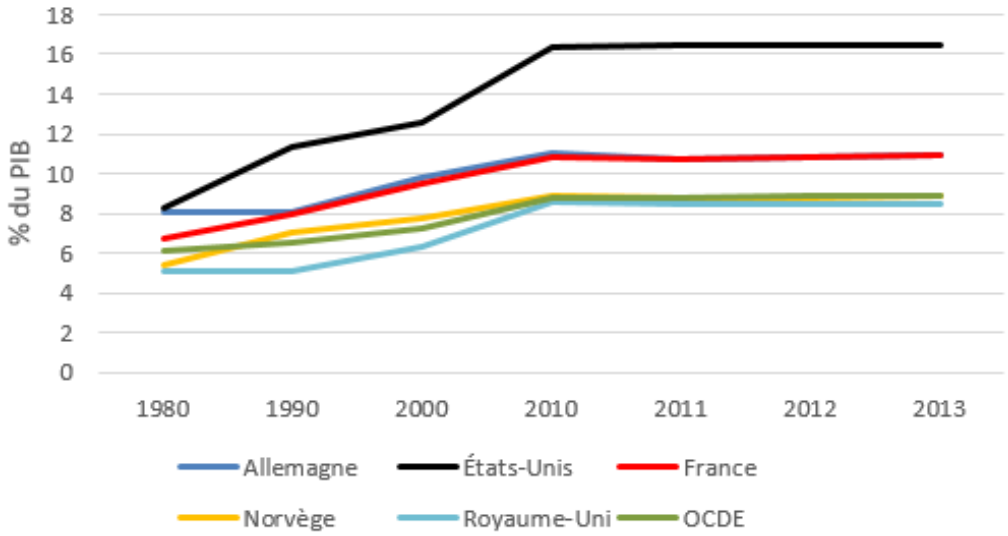
Si la santé est un des déterminants les plus importants dans le monde économique actuel, c'est aussi une des variables les plus difficiles à modéliser, tant sur le plan théorique qu'empirique. Comment définir la santé ? Comment impacte-t-elle le choix des agents ? Comment est-elle, à son tour, impactée par ces mêmes choix ? Autant de questions fortement étudiées dans les recherches académiques. Afin de mieux cerner les motivations et les intérêts de cette thèse, il est primordial d'expliciter quelques faits stylisés concernant l'investissement en santé, à la fois public et privé, pour mieux comprendre le système global de financement des dépenses de soins et la place de la complémentaire en France.

Dépenses de soins et répartition du financement entre les acteurs

Les dépenses de santé tendent à prendre une place croissante dans le cas français et plus généralement dans les principaux pays développés. Le graphique 1 établit un premier fait stylisé, en résumant l'évolution de la Dépense Totale de Santé [2] des principaux pays de l'OCDE. On constate ainsi une hausse des dépenses de santé depuis les années 1980, même en période en crise. Conjugué au problème du vieillissement de la population présent dans la plupart des pays, le scénario le plus probable est une croissance

2. La Dépense totale de santé (DTS) est l'agrégat utilisé pour des comparaisons entre les différents pays de l'OCDE. La définition est commune à l'OCDE, Eurostat et l'organisation mondiale de la santé (OMS). La DTS est évaluée en retranchant de la Dépense courante de santé (DCS) les indemnités journalières (IJ), la prévention environnementale et alimentaire, la recherche nette, la formation médicale et en ajoutant la Formation brute de capital fixe (FBCF) et certaines dépenses sociales liées à la dépendance et au handicap.

Graphique 1 – Évolution du poids de la santé dans le PIB (%), de 1980 à 2013

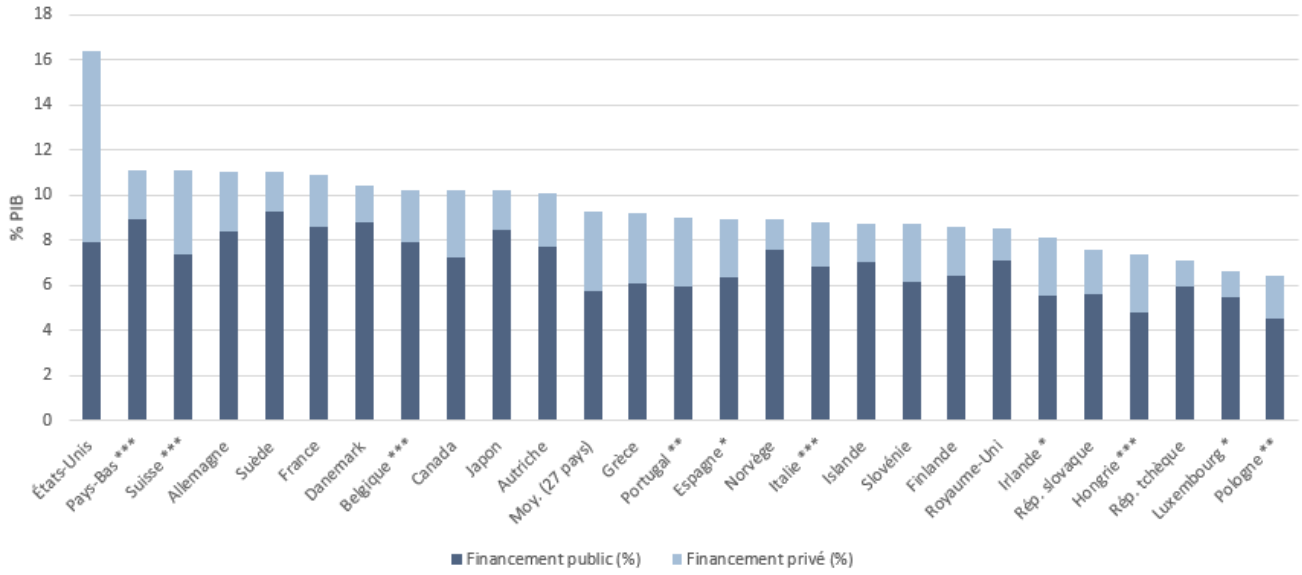


Source : Chiffres du Panorama de la santé 2015 (OCDE)

continue des dépenses dans les prochaines années. En pourcentage du PIB, les États-Unis ont ainsi doublé les dépenses de santé depuis le début des années 1980 (8,23% en 1980 contre 16,42% en 2013), les principaux pays développés de l'OCDE consacrant en moyenne plus de 8% du PIB. Les dépenses de santé, en France, restent bien au-dessus cette moyenne. Celles-ci (hors dépenses d'investissement dans le secteur de la santé) s'élevaient à 10.9% du PIB en 2013. En parité de pouvoir d'achat par habitant, 6130€ sont consacrés en moyenne aux dépenses de santé aux États-Unis, contre 2933€ pour la France et 2692€ pour la moyenne des 27 pays de l'OCDE. Avec de tels chiffres, il est important de savoir comment sont réparties les dépenses entre les différents intervenants du secteur, à savoir la Sécurité Sociale et l'État, les complémentaires santé, les mutuelles et les ménages.

Le graphique 2 permet d'avoir à l'esprit la répartition des DTS entre le privé et le public, dans les 26 principaux pays membres de l'OCDE. Si les données concernent l'année 2013, la répartition dans le temps entre le privé et le public depuis les début des années 2000 a peu évolué dans la majorité des pays, notamment la France. Il est important de clarifier les différents acteurs du marché privé et ceux du public. Entrent

Graphique 2 – Répartition des dépenses courantes et totales de santé public/privé (2013)

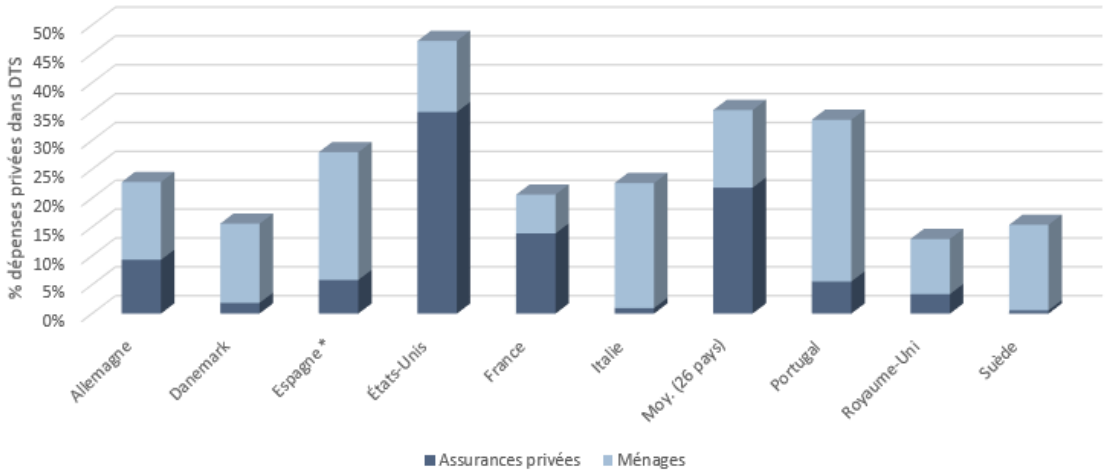


Source : Statistiques de l'OCDE sur la santé 2015

dans la première catégorie la somme des dépenses effectuées par la Sécurité Sociale et l'État, tandis que la dépense privée est la somme des dépenses prises en charge par les assurances privées et les ménages. Deux profils émergent de ce graphique. Les États-Unis se distinguent particulièrement par son système de santé, beaucoup plus privatisé (51,83%) que la moyenne des pays de l'OCDE (38,3%). La Suède, la Norvège ou le Danemark ont eux un système de santé très différent, avec plus de 86% des dépenses assurées par le système public. La France, elle, partage son financement à hauteur de 78,74 % pour le public et 21,26% pour le privé, se rapprochant ainsi du fonctionnement de systèmes scandinaves. Au delà de la répartition entre privé et public, une différence est aussi à noter sur la répartition des dépenses au sein-même des acteurs privés.

Le graphique 3 se concentre sur cette distinction pour les principaux pays européens et les États-Unis et montre la prise en charge des ménages et des assurances privées dans les dépenses de soins. Ainsi, on observe en France une prise en charge privée par les compagnies d'assurance (13,90% des dépenses totales, soit 65,4% des dépenses privées) au delà de la moyenne des pays de l'OCDE (57,4 % des dépenses privées). Ce chiffre indique le premier rôle de la complémentaire santé dans le système de santé français, à savoir réduire le reste à charge des ménages (RAC). Ce dernier est plus faible

Graphique 3 – Répartition des dépenses entre assurances privées et ménages



Source : Statistiques de l'OCDE sur la santé 2015

(6,71% du total des dépenses, soit 34,6% des dépenses privées) que dans la très grande majorité des pays de l'OCDE (42,6 % en moyenne). Qui plus est, la substitution du financement des dépenses des ménages vers les assurances privées s'observe mieux si l'on observe l'évolution du RAC et la part prise en charge par les Organismes Complémentaires (OC) simultanément. Ainsi, le premier est passé de 9% en 2006 à 8,5% en 2014, tandis que le second a augmenté, passant de 12,8% à 13,5% sur la même période[3].

Cette place centrale du financement privé des dépenses de soins par le biais de la complémentaire est davantage renforcée par les réformes gouvernementales qui se sont succédées depuis le début des années 2000. Pour comprendre l'importance croissante de cette couverture santé, il est nécessaire d'expliciter son fonctionnement, les différents dispositifs public et privé associés à cette complémentaire et les champs de dépenses touchés par ce contrat.

3. Source : DREES, Comptes de la santé.

La complémentaire santé : acteurs, réformes et contenu

En France, la complémentaire santé a un statut particulier par les dépenses qu'elle prend en charge. En effet, de par son fonctionnement, elle ne joue pas le même rôle que l'Assurance Maladie Obligatoire (AMO). Si son objectif est de réduire le RAC des assurés, le contrat peut-être souscrit de manière individuelle, par le biais d'une compagnie d'assurance ou mutuelle [4], soit de manière collective, par le biais de son contrat de travail et de son entreprise. Dans le premier cas, l'individu contracte donc directement le contrat par ses propres moyens et paie une prime de risque auprès de celle-ci. Dans le deuxième cas, c'est l'entreprise qui négocie directement avec l'Organisme Complémentaire (OC) cette prime de risque et qui décide de la répercuter, intégralement ou non, à son salarié au moment de son embauche [5].

Le tableau 1 récapitule le domaine d'intervention, pour chaque type de poste de soins, des acteurs publics et privés en France, de 2008 à 2014. Si, comme nous l'avions précédemment aperçu, plus de 75% de la CSBM [7] est prise en charge par la Sécurité Sociale, la structure détaillée [8] des dépenses permet d'observer l'hétérogénéité des remboursements auprès du ménage et du RAC de ce dernier. Quelles sont-elles ? Si les "soins hospitaliers" et "le transport de malade" sont essentiellement financés par le biais de la Sécurité Sociale, "les soins de ville", "les médicaments" et les "autres bien médicaux" ont un financement beaucoup plus partagé. En effet, en 2014, seuls 70,4% des médicaments et 65,8% des soins de villes sont pris en charge par le système public (Sécurité Sociale + État). Qui plus est, les autres biens médicaments, comprenant

4. La différence fondamentale entre assurances et mutuelles concerne la sélection des assurés, non-présente chez les mutuelles (et les institutions de prévoyance). Les compagnies d'assurances, elles, proposent des tarifs différenciés qui peuvent varier en fonction des risques présentés par une personne, selon son âge, son sexe, son lieu d'habitation ou encore son état de santé.

5. Les partenaires sociaux de la branche peuvent recommander un organisme particulier à l'entreprise pour l'aider dans ses démarches et négocier au mieux la prime. Néanmoins, l'entreprise reste libre dans ses choix.

7. CSBM : Consommation de Soins et de Biens Médicaux

8. La CSBM est généralement catégorisée en 4 classes : les soins hospitaliers, les soins de villes ou soins ambulatoires (médecins, dentistes, auxiliaires médicaux, laboratoires d'analyse, thermalisme), les transports sanitaires, les médicaments et les autres biens médicaux (optique, prothèses, petit matériel et pansements)

Tableau 1 – Financement des dépenses par poste de soins 2008-2014 (en %)

Ensemble de la CSBM - Année	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Sécurité Sociale	76,2	76,2	76,2	75,9	76,1	76,3	76,6
État	1,3	1,3	1,3	1,3	1,3	1,4	1,4
Organismes Complémentaires	13,2	13,3	13,5	13,6	13,7	13,7	13,5
Ménages	9,3	9,2	9,1	9,1	8,9	8,7	8,5
Soins Hospitaliers							
Sécurité Sociale	91,8	91,8	91,5	91,2	91,1	91,1	91,1
État	1,1	1,2	1,2	1,2	1,2	1,3	1,3
Organismes Complémentaires	4,8	4,8	5,2	5,2	5,2	5,3	5,3
Ménages	2,3	2,2	2,1	2,3	2,5	2,3	2,4
Soins de ville							
Sécurité Sociale	62,8	62,6	62,6	62,6	63,0	63,4	63,9
État	1,8	1,8	1,8	1,8	1,8	1,9	1,9
Organismes Complémentaires	21,6	21,7	21,8	22,3	22,2	22,0	21,7
Ménages	13,9	13,9	13,8	13,3	13,0	12,8	12,5
Médicaments							
Sécurité Sociale	66,8	66,9	67,4	67,3	67,5	67,7	69,1
État	1,3	1,2	1,2	1,3	1,2	1,3	1,3
Organismes Complémentaires	16,0	16,2	15,8	15,1	14,9	14,4	13,7
Ménages	16,0	15,7	15,6	16,3	16,5	16,6	15,9
Autres biens médicaux							
Sécurité Sociale	43,1	42,0	42,3	41,8	42,0	42,6	43,3
État	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8	0,9
Organismes Complémentaires	33,7	34,6	34,9	36,5	38,6	39,2	38,9
Ménages	22,4	22,6	22,1	21,0	18,6	17,4	16,9
Transports de malade							
Sécurité Sociale	91,9	92,1	92,0	93,1	93,1	92,9	93,0
État	0,8	0,8	0,8	0,9	0,9	0,9	1,0
Organismes Complémentaires	4,3	4,4	4,6	4,6	4,5	4,4	4,3
Ménages	2,9	2,7	2,5	1,5	1,6	1,8	1,8

Source : Chiffres de la DREES[6] - *Compte de la Santé*

notamment les prothèses et les dépenses en optique, sont majoritairement financés par le privé, avec 38,9% financé par les OC et un RAC de 16,4% pour les ménages, le plus élevé parmi les 4 catégories. Ainsi, si le graphique 2 montrait une répartition des DCS dualisée, celle-ci l'est aussi en fonction des postes de soins composant cette DCS. Les soins plus ponctuels mais plus coûteux, à l'image des soins de ville ou des autres bien médicaux donnent à la complémentaire une place de choix. Afin de pouvoir accéder à des soins de qualité et réduire son RAC, le choix de s'assurer revêt alors une importance cruciale. Depuis le début des années 2000, plusieurs réformes et dispositifs ont été mis en place par les gouvernements successifs pour permettre à la population de se couvrir sur ces dépenses. Plus récemment, la loi de généralisation à la complémentaire mêle les entreprises au financement du capital santé.

Généralisation de la complémentaire : mieux couvrir la population

Si la complémentaire couvre donc les dépenses non ou peu prises en charge par l'AMO, la politique gouvernementale a été d'apporter des outils pour permettre aux personnes non ou peu couvertes d'accéder à cette complémentaire. Au début des années 1980, si 69% des personnes bénéficiaient d'une assurance complémentaire, 84 % de la population était couverte au début des années 1990 et près de 96% en 2010. Malgré un processus d'accès à la complémentaire quasi-généralisé, les réformes ne sont pas terminées et insistent désormais sur la qualité d'accès aux soins pour la population et une réorganisation de la répartition du financement de la santé entre les acteurs. Quelles ont été ces réformes ?

Création de la CMU, de la CMU-c et de l'ACS

La première réforme la plus importante sur le plan de la couverture maladie est issue de la loi 99-641 du 27 juillet 1999 et rendue effective à compter du 1er janvier 2000. Issue du "plan Juppé", il s'agit d'un régime de couverture médicale universalisé par une assurance dont les conditions reposent uniquement sur la résidence (i.e, résider en

France) et non sur une condition de travail. Cette Couverture Maladie Universelle (CMU) comprend un socle de base (appelée "CMU de base") et une Couverture Maladie Universelle Complémentaire, communément appelé "CMU-C". La CMU visait notamment à donner une protection sociale à tous ceux qui ne pouvaient bénéficier du régime général ni de l'Aide médicale départementale (AMD). Cette couverture consiste en un "panier de soins" auxquels un tarif a été fixé, tarif qui s'impose au professionnel de santé. En appui, la "CMU-C" assure la prise en charge du ticket modérateur, du forfait hospitalier et des frais supplémentaires concernant les soins dentaires, les soins optiques et les prothèses. Elle agit ainsi comme une vraie complémentaire santé et permet d'accéder plus facilement aux soins hospitaliers et ambulatoires, du fait de la dispense d'avance de frais et la prise en charge de certain frais de soins. Au 31 juillet 2015, on dénombrait 5,33 millions de bénéficiaires de la CMU-C, pour la France entière, tout régime confondu, dont 4,8 millions pour le régime général[9].

Le dispositif de l'Aide au paiement d'une Complémentaire Santé (ACS) est venu conforter en 2005 la présence de la CMU en proposant aux personnes, dont les ressources sont légèrement supérieures au plafond d'attribution de la CMU-C, une aide financière pour accéder à une couverture santé complémentaire. Les bénéficiaires peuvent sélectionner un contrat parmi ceux choisis par l'État[10] et sont couverts pour les mêmes frais énoncés précédemment pour la CMU-C. Fin mai 2015, 1 million de personnes bénéficiaient de l'ACS.

Les premières grandes réformes engagées ont donc été d'ordre public. Elles ont permis un meilleur accès aux soins, notamment ambulatoires, pour tous les individus. La mise en place de la CMU s'est traduite, entre 1998 et 2000, par une amélioration du pourcentage de la population couverte par une assurance complémentaire de 5 points. Par la suite, la part de la couverture privée hors CMU-C a continué d'augmenter, la part de la population couverte par la CMU-C restant stable à 5%. Couvrant des per-

9. Chiffres extraits de la Lettre du fonds de financement de la couverture maladie universelle, numéro 61, Octobre 2015.

10. Depuis le 1er Juillet 2015, 11 offres, soumises généralement par un groupe d'OC, sont sélectionnées par l'État en fonction de leur rapport qualité/prix.

sonnes avec des dépenses de santé plus élevées du fait d'un état de santé plus dégradé, ce dispositif est désormais pleinement ancré dans le paysage du système de santé. Néanmoins, selon l'IRDES [11], des inégalités subsistent en fonction du revenu des individus. En effet, si 2% des plus aisés ne sont pas couverts par choix, c'est le cas de 11% des ménages les plus modestes, mais du fait de contraintes financières. En termes de qualité, les différences sont aussi marquées par le type de couverture détenu. 46,9% de la population aux revenus les plus élevés est couverte par une complémentaire maladie dite "individuelle", financée par leurs propres moyens, et 49,7% par une assurance complémentaire dite "collective". Pour les plus pauvres, 27,3% sont couverts par la CMU-C, 45% par une complémentaire individuelle et seulement 15% par une complémentaire collective. Or, les couvertures collectives sont prises en charge partiellement par l'employeur et sont, en général, de meilleure qualité et moins chères. Dans cette optique, la généralisation de la couverture santé prend un aspect davantage privé depuis 2009. En effet, il s'agit désormais de lier la complémentaire santé au statut du marché du travail, dans le but notamment d'améliorer désormais la qualité des prestations offertes aux travailleurs.

La généralisation de la complémentaire santé d'entreprise

La complémentaire santé d'entreprise (CSE), par définition, est offerte par les firmes et fait l'objet de réformes importantes, restructurant par la même le marché des complémentaires. La loi Évin (1989), puis la loi Fillon (2009), ont eu pour but d'encourager la mise en place des contrats de complémentaires santé, notamment obligatoires, par les employeurs au bénéfice de leurs salariés. La première citée a permis de protéger davantage les salariés au moment d'une perte d'emploi indépendante de leur volonté [12] par le prolongement des bienfaits de la couverture après la sortie de l'entreprise. La deuxième citée a, en contrepartie, apporté des avantages sociaux et fiscaux à la mise en place d'une CSE. Depuis le 1er Janvier 2016, le contrat santé est automatiquement associée au contrat de travail de

11. Chiffres obtenus de l'Enquête sur la santé et la protection sociale (2012), les Rapports de l'Irdes, n°556, juin 2014.
12. incapacité de travail, invalidité, départ en retraite ou licenciement.

l'individu dans le secteur privé. Pour bien comprendre la motivation de cette thèse et les enjeux, il est nécessaire d'évoquer les principaux changements suite à cette réforme, en faisant un tour d'horizon des différentes obligations et différents droits de l'employeur adossés à cette loi.

Les obligations employeurs

La loi du 14 juin 2013 relative à la sécurisation de l'emploi modifie l'ANI (Accord National Interprofessionnel) initié le 11 janvier 2013 et entraîne des changements majeurs au sein de la protection sociale des salariés. L'article L. 911-7 du Code de la sécurité sociale stipule : "*Les entreprises dont les salariés ne bénéficient pas d'une couverture collective à adhésion obligatoire en matière de remboursements complémentaires de frais occasionnés par une maladie, une maternité ou un accident (...) sont tenues de faire bénéficier leurs salariés de cette couverture minimale par décision unilatérale de l'employeur (...)*". La loi s'adresse à toutes les entreprises, quelles que soient leur taille et leur structure juridique. Elles devront mettre en place une complémentaire santé collective pour tous les salariés dès le 1er janvier 2016. Aucun salarié ne peut donc être exclu, même s'il est possible pour l'entreprise de proposer des contrats différents en fonction de la Catégorie Socio-Professionnelle du salarié. Qui plus est, des dispositions sont prévues par la loi pour accompagner le projet. Ainsi, un ensemble de garanties minimales, appelé "panier de soins", devra être proposé au salarié [13]. A l'image du contrat obligatoire avant la réforme, la complémentaire santé proposée devra, en outre, être financée au minimum à hauteur de 50% du tarif total par l'entreprise. Qui plus est, il existe une portabilité des droits au maintien temporaire de la complémentaire. Depuis le 1er juin 2014, les garanties frais de santé des salariés dont le contrat de travail est rompu doivent être maintenues pendant une période de 12 mois, lorsque ces derniers sont pris en charge par le régime d'assurance chômage. [14]

13. La prise en charge totale ou partielle des dépenses suivantes : Ticket modérateur pour les prestations "soins de ville" et "soins hospitaliers", forfait journalier hospitalier, dépassements d'honoraires pratiqués pour certains soins dentaires et certains dispositifs médicaux à usage individuel admis au remboursement.

14. Ne sont pas concernés : les salariés ayant démissionné ; les salariés licenciés pour faute lourde. Le maintien des garanties est financé via la mutualisation. Les mêmes dispositions sont entrées en vigueur le

Un contrat dit "responsable" pour être exonéré

De part ses contraintes, l'entreprise peut, en souscrivant un contrat collectif, bénéficier de plusieurs avantages sociaux et fiscaux. Mais pour cela, elle doit respecter un certain nombres de règles et doit proposer un contrat dit "responsable". Les pouvoirs publics, au delà de l'imposition de cette loi, ont décidé d'encadrer au maximum le contrat proposé. Ainsi, le texte [15] introduit trois principales évolutions pour bénéficier des aides : *"la complémentaire santé doit prendre en charge intégralement le ticket modérateur pour tous soins et médicaments. [...] Pour les dépassements d'honoraires, les contrats responsables devront mieux rembourser les dépassements pratiqués par les médecins signataires d'un contrat d'accès aux soins par rapport à ceux des non-signataires [...]. La prise en charge de ces derniers est plafonnée à 125% puis 100% du tarif de responsabilité à partir de 2017. [...] Les garanties en optique seront soumises à six combinaisons de planchers et plafonds selon les corrections ; la prise en charge des montures reste de son côté plafonnée à 150 €"*.

Les droits de l'employeur

L'entreprise qui met en place une CSE a désormais la liberté de choix de l'organisme d'assurance (mutuelles, institutions de prévoyance, compagnie). Une branche professionnelle ne peut plus désigner un assureur pour toutes les entreprises qu'elle couvre. Elle peut toutefois recommander plusieurs organismes après une procédure de sélection. Attention cependant, une branche professionnelle peut toujours négocier un accord sur les frais de soins. Celui-ci ci peut simplement fixer un niveau de cotisations ou prévoir plus largement tout un dispositif de prise en charge des soins. Dans tous les cas, la couverture santé de l'entreprise devra être au minimum aussi favorable pour les salariés que l'accord de branche.

1er juin 2015 pour la prévoyance.

15. Pour le texte intégral, le lecteur peut se référer au texte n°22 publié au Journal Officiel (19 novembre 2014).

Quelles sont les exonérations sociales et fiscales possibles ? Pour l'entreprise, les sommes consacrées à la complémentaire et la prévoyance des salariés sont déductibles de son bénéfice imposable. [16]. Elles sont considérées par l'administration fiscale comme une charge, ce qui ouvre droit à cette déduction du bénéfice. En outre, ces contributions sont aussi exonérées de charges sociales dans la limite pour chaque salarié de : 6% du Plafond Annuel de la Sécurité Sociale + 1,5% de la rémunération annuelle brute du salarié sans pour autant que le total de ces contributions exonérées ne dépasse 12% du plafond annuel de la sécurité sociale [17] (plafond absolu de déduction des charges sociales). Cependant, un critère en fonction de la taille de la firme est adopté. Ainsi, les sommes allouées par l'employeur au financement de la couverture sont soumises à la CSG et à la CRDS, ainsi qu'au forfait social si l'entreprise comporte au moins 11 salariés. Pour le salarié, contrairement à la firme, la participation ne bénéficie d'aucune exonération de charges. Les gains sont essentiellement fiscaux. Les cotisations versées sont déductibles de son revenu imposable. Attention cependant : depuis la loi de finances de 2014, les cotisations de l'employeur finançant la complémentaire obligatoire sont à réintégrer (dès le 1er euro) dans le revenu imposable de ce dernier [18] . En effet, l'administration fiscale considère que la participation de l'employeur pour financer la complémentaire santé est un avantage en argent qu'il faut réintégrer dans le revenu imposable du salarié.

Cette thèse est inspirée par cette réforme récente. La mise en place d'un tel dispositif refonde le fonctionnement du marché des assurances tout en modifiant les comportements et incitations des travailleurs et des entreprises. Différents travaux empiriques et théoriques, notamment portés sur les marchés du travail et de santé américains, tentent d'expliciter les différents impacts des dépenses de santé prises en charge par les firmes sur la productivité possible du salarié au sein de son entreprise (état de santé et arrêts maladie) et sur le choix d'offre de salaire de la part de cette dernière. Néanmoins, sur le plan français, peu d'études se sont intéressées à l'impact de la complémentaire santé

16. Article 39 du code général des impôts
17. Pour l'année 2016, le plafond de la sécurité sociale est de 38 616 euros
18. Article 83 du code général des impôts

sur les principales variables qui peuvent-elles même avoir des conséquences pour le travailleur et pour la firme. Ainsi, la mise en place d'un contrat santé a t-elle un impact sur la productivité du travailleur ? A-t-elle un impact sur le salaire versé par les firmes ? A travers 4 chapitres, nous tentons d'apporter des réponses à ces différentes questions, en mobilisant à la fois des approches empiriques et théoriques.

Plan de thèse

La première partie, qui comprend deux chapitres théoriques, vise à proposer une analyse exploratoire du lien entre salaires et complémentaires santé d'entreprise. La deuxième partie de cette thèse, qui se compose également de deux chapitres, essentiellement empiriques, se focalisent sur le comportement d'absentéisme du salarié et l'impact de la complémentaire santé sur son état de santé. Cette seconde partie permet de questionner certaines hypothèses formulées dans notre approche théorique. Ces 4 chapitres, s'il possède le point commun de s'intéresser à l'impact de la couverture santé sur le marché du travail français, peuvent-être considérés de manière autonome [19].

Chapitre 1 : Dépenses en santé des firmes et salaire d'équilibre dans un modèle à double hétérogénéité

Le chapitre 1 est le premier chapitre théorique de cette thèse. Il est composé de l'article publié dans *Economics Bulletin* et intitulé "Employer-provided health insurance and equilibrium wages with two-sided heterogeneity" (A.Chéron et *al.*[2015]). Une extension a été apportée pour généraliser le modèle à 3 états de santé possibles au sein des travailleurs. Le modèle exposé est un modèle de recherche d'emploi avec frictions, dans lequel il existe une double hétérogénéité. Premièrement, les travailleurs diffèrent par leur état de santé, ceux-ci étant alors considérés comme en bonne santé (travailleurs

19. Chaque chapitre est initialement écrit sous forme d'article afin d'être publié. Certains redondances peuvent donc apparaitre à la lecture, notamment sur la présentation de la réforme de santé, et la revue de la littérature.

de type $-h-$) ou en mauvaise santé (travailleurs de type $-l-$)[20]. Cette hétérogénéité amène donc les salariés a une différence de productivité, plus élevée chez les individus en bonne santé. De leur côté, les firmes se distinguent entre elles par le biais de la productivité. Ainsi, il existe des entreprises à forte productivité, proposant alors des salaires plus élevés, et des firmes à plus faible productivité, se traduisant alors par des salaires offerts plus faibles. Le point crucial du modèle réside en ce que les firmes n'observent qu'imparfaitement l'état de santé des salariés au moment de l'embauche. Les employeurs pourront alors se séparer d'un travailleur moins productif par un licenciement *ex-post*, après que le travailleur ait révélé sa réelle productivité. A ce stade, un problème de "sélection adverse" apparait. Les travailleurs en mauvaise santé ont tout intérêt à postuler dans les entreprises à plus forte productivité pour avoir un salaire plus élevé, sachant qu'ils ne peuvent être détecté qu'après l'embauche. Quel est alors le gain retiré par l'entreprise à investir dans la santé de son salarié ? Avec une probabilité μ, l'état de santé des travailleurs de type $-l-$ peut s'améliorer pour atteindre le meilleur état de santé et donc la productivité d'un travailleur de type $-h-$[21]. Le contrat santé associé au salaire est unique, mais n'est alors valorisé que par le travailleur en mauvaise santé, par l'augmentation potentielle de sa productivité. A travers ce modèle, la principale contribution réside donc dans l'explication de la relation entre investissement en santé par les firmes et salaire offert, lorsque les dépenses de soins ne sont pas valorisées par les travailleurs en bonne santé. Tout d'abord, on met en exergue un phénomène de différences compensatrices. Surtout, nous montrons que les politiques salariales et de financement de la santé de la part de l'employeur sont étroitement liées, et observons que ces politiques sont dépendantes du type de la firme. Une implication importante du modèle concerne l'ambiguïté de la relation entre salaires offerts et dépenses en santé consenties par les firmes. Un premier effet tient au fait qu'une politique salariale généreuse envers les salariés permet d'attirer les personnes en bonne santé, qui ont un salaire de réservation élevé. Les entreprises n'ont alors pas de raison de proposer un contrat santé, puisque ces derniers ne valorisent pas le contrat. L'investissement en santé, par cet effet, de-

20. Le modèle étendu comporte lui 3 états de santé, définis alors comme bon (type $-h-$), moyen (type $-m-$) ou bien mauvais (type $-l-$).

21. De même, dans le modèle à 3 états de santé, l'individu de type $-l-$ peut devenir un travailleur de type $-m-$, et le travailleur initialement à l'état de santé $-m-$ peut devenir un travailleur de type $-h-$

vrait ainsi décroitre à mesure que le salaire augmente. Néanmoins, du fait de l'état de santé inobservé *ex-ante* par l'employeur, ce dernier peut alors avoir intérêt à proposer tout de même un contrat santé, car il est confronté à un mélange de bons et mauvais travailleurs. Les personnes en mauvaise santé étant naturellement attirées elles aussi par un salaire plus élevé, la firme peut alors capter les travailleurs de type $-l-$ sans qu'elle ne le souhaite. L'intérêt pour elle est alors de proposer un contrat santé sachant qu'il peut-être bénéfique pour l'état de santé du salarié initialement en mauvaise santé et ainsi améliorer sa productivité.

Chapitre 2 : Salaire et complémentaires santé : le rôle des préférences des travailleurs

Le chapitre 2 explore les raisons pour lesquelles l'offre de salaire et de complémentaire santé sont différentes selon la structure de la firme. En préambule, une première partie empirique explicite les variables influençant le logarithme du salaire moyen net du travailleur. Elle permet de mettre en avant que la différence de salaires observées entre les firmes de taille différentes provient notamment de la différence de caractéristiques individuelles des travailleurs qui les composent. Surtout, elle permet de mettre en avant l'impact positif et significatif d'un contrat santé entreprise sur le salaire net reçu par le travailleur. En se focalisant sur les détenteurs d'une complémentaire santé d'entreprise (obligatoire et facultative), on constate que le taux de prise en charge par l'employeur de la prime d'assurance et la qualité de la complémentaire jouent un rôle sur le salaire net. La CSE étant généralement associée à un salaire plus élevé, l'offre de complémentaire de la part des firmes peut-être différenciée en fonction des capacités financières de ces dernières. Une TPE, soumise à des contraintes financières plus grande, peut alors décidé de ne pas proposer de complémentaire, qui peut-être vu comme un bien de luxe. Pour confirmer cette idée, nous exploitons la question disponible dans PSCE : "Si vous aviez le choix, préféreriez-vous que votre employeur n'offre plus de complémentaire santé et qu'en contrepartie il augmente votre salaire ? ". A l'aide d'un modèle Probit, nous nous focalisons cette fois-ci du côté des travailleurs et analysons l'impact des variables personnelles et professionnelles sur ces mêmes préférences. Là encore, ce sont essentielle-

ment les variables professionnelles, liées à l'environnement de la firme et les variables relatives à la qualité de la complémentaire et la prise en charge employeur qui influent sur la préférence plus ou moins grande pour le salaire. De même, plus la qualité de la complémentaire sera élevée et plus le taux de charge employeur sera conséquent, moins la préférence pour le salaire sera grande. Qui plus est, les individus appartenant au 5ème quintile de salaire ont une préférence moins grande pour un surplus de salaire. Intuitivement, ces résultats traduisent le rôle particulier que tient la complémentaire en France. En effet, du fait d'une prise en charge des dépenses de soins ponctuelles et coûteuses (optique, dentaire, hospitalisation, ...), elle intéresse davantage les individus qui peuvent se permettre de renoncer à un surplus de salaire en contrepartie d'une complémentaire entreprise, généralement de qualité supérieure à la couverture individuelle. La préférence pour le salaire davantage présente chez les personnes déclarant un état de santé plus faible vient ajouter un argument supplémentaire à traiter la couverture entreprise comme un bien de luxe.

Dans une deuxième partie, nous montrons théoriquement les raisons pour lesquelles l'offre de complémentaire diffère en fonction de la structure de la firme. Il existe une double hétérogénéité. C'est une reprise du cadre développé par Li *et al.* [2013]. Les firmes se distinguent par les capacités financières auxquelles elles sont confrontées. La formalisation utilisée permet par là même de distinguer les entreprises par leur taille et leur productivité. De leur côté, les travailleurs se distinguent par leur état de santé, qui peut-être bon ou mauvais, et par le niveau d'effort qu'il souhaite fournir. La différence importante par rapport au cadre initial concerne l'hypothèse quant aux préférences pour la complémentaire. L'individu valorise, avec un poids h_i, le salaire, et un poids $(1-h_i)$ pour la couverture. Nous supposons, à l'image des résultats trouvés par la régression Probit, qu'un individu en bonne santé valorise davantage la complémentaire que l'individu en mauvaise santé, soit $(1-h_g) > (1-h_b)$. Du fait de cette spécification, adaptée au cadre français, deux principaux résultats émergent. Les firmes de petites tailles, soumises à des contraintes financières plus grandes, décident de ne pas offrir de complémentaire, associée à un salaire élevé. Par ce comportement, les firmes attirent théoriquement des

personnes valorisant davantage le salaire à la complémentaire. Dans le cadre français, cela se traduit par un appariement entre entreprises de petites tailles (et/ou au chiffre d'affaires plus faible) et travailleurs en mauvaise santé.

Chapitre 3 : Complémentaires santé et état de santé

Le chapitre 3 est un premier travail exploratoire concernant le lien entre complémentaire santé et état de santé du travailleur. La motivation initiale de ce chapitre provient de l'article fondateur de Grossman [1972] . L'idée est d'observer si le fait de posséder une complémentaire santé peut se traduire, chez le salarié, par une probabilité supérieure d'être en bonne santé. Proposer une complémentaire santé à son employé pourrait alors traduire des gains de productivité et être bénéfique, *in fine*, pour l'employeur. Pour ce faire, nous utilisons les données de l' "Enquête Santé et Protection Sociale" (2012) fournies par l'IRDES [22]. Il s'agit, à notre connaissance, de la seule base de données française réellement intéressante où il est possible de s'intéresser au lien entre état de santé et accès à une complémentaire. Les enquêtés, au delà des renseignements traditionnels sur leurs spécificités personnelles et professionnelles (âge, sexe, situation matrimoniale, lieu d'habitation, contrat de travail, CSP...), précisent, par le biais d'un questionnaire spécifique, les informations concernant leur propre complémentaire santé. Nous savons notamment si le contrat a été souscrit de façon individuelle, i.e par le biais d'une compagnie d'assurance, ou bien par le contrat de travail, entrant alors dans la catégorie du "contrat collectif". Pour ce dernier, nous observons aussi les individus ayant eu le choix d'accepter ou non le contrat. En effet, le contrat collectif peut-être de nature facultative, donc possiblement refusé par le salarié, ou de nature obligatoire, donc automatiquement inclus au moment de l'embauche.

Le premier résultat obtenu concerne l'impact d'accéder à une complémentaire santé sur l'état de santé calculé et déclaré. Ainsi, nous utilisons la note déclarée par l'individu sur son état de santé et le score transformé *SF-36* pour tenter d'évaluer cette relation.

22. Institut de Recherche et de Documentation en Économie de la Santé

A l'aide d'un modèle Probit et en excluant les personnes sous contrat santé obligatoire, nous montrons que l'écart de santé mesuré entre un assuré et un non-assuré n'est pas statistiquement significatif. Néanmoins, la majorité des personnes étant couverte par une complémentaire en France, le nombre de personnes non-couvertes est réduit dans l'échantillon et nous pousse à nous focaliser sur le sous-échantillon des personnes couvertes par une complémentaire, qu'elle soit collective ou individuelle. Le travail sur les personnes couvertes, au delà d'un nombre d'observations importants, est intéressant pour deux raisons. En effet, selon Couffinhal *et al.* [2004], le contrat collectif tend à être de meilleure qualité que la complémentaire individuelle. Sachant cela, le contrat d'entreprise pourrait alors se traduire par un état de santé supérieur. Qui plus est, nous estimons ainsi le gain potentiel pour le travailleur de passer d'une couverture individuelle à une couverture collective. Pour obtenir l'estimation la plus précise possible, nous instrumentons le fait d'être couvert par une complémentaire d'entreprise par le caractère obligatoire de certains contrats collectifs. A travers cette estimation par variable instrumentale, nous mettons en avant que d'être couvert par un contrat d'entreprise ne semble pas améliorer significativement l'état de santé déclaré ou calculé. Ainsi, obtenir des gains de productivité par un état de santé supérieur en faveur des salariés ne semble pas être le critère déterminant pour la mise en place d'un tel système au sein des entreprises. Cela contredit l'hypothèse du premier modèle théorique énoncé dans le chapitre 1.

Chapitre 4 : Couverture collective, politiques d'indemnisation et absentéisme

Le chapitre 4 cherche lui à estimer l'impact de la complémentaire santé d'entreprise sur la probabilité d'arrêts maladie. Dans ce cadre, nous utilisons l'enquête "Protection Sociale et Complémentaire d'Entreprise" (2009), fournies de nouveau par l'IRDES. L'enquête PSCE comprend un volet établissement renseignant des informations concernant la structure de l'établissement et son environnement. Ainsi sont notamment présentes les questions relatives à la taille de l'établissement, son secteur d'activité, mais aussi le type de complémentaire santé proposée et les politiques d'indemnisation de la firme en termes d'arrêts maladie. Le volet salarié contient lui des questions essentielles relatives

à la prise d'arrêts maladie. Une première question permet de mesurer l'impact d'accéder à une CSE sur la probabilité de connaître au moins un épisode d'arrêt(s) maladie, en contrôlant de la structure des entreprises. Plus précisément, grâce à l'estimation d'un modèle par la méthode des doubles moindres carrés avec variable instrumentale, nous déterminons cette probabilité en fonction de la taille de la firme ("0-9 salariés", "10-49" salariés et "50 salariés et plus) et de la politique d'indemnisation généreuse ou non de la firme lors de la prise d'arrêt de travail par le salarié. La politique d'indemnisation est qualifiée de "généreuse" si la firme finance le délai de carence et/ou va au delà de ce que préconise la loi de mensualisation. Nous nous concentrons ici sur l'aléa moral lié au fait d'accéder à cette CSE, d'où la nécessité d'instrumenter le fait d'accéder à une complémentaire santé par la CSE obligatoire présente chez certaines entreprises. Ces estimations mettent en évidence un premier résultat crucial. Lorsqu'un salarié accède à une CSE, la probabilité d'arrêts de travail augmente essentiellement pour les salariés appartenant à des entreprises de petites tailles ("0-9" salariés) ne finançant qu'au minimum légal les arrêts. On peut déjà se hasarder à souligner certains facteurs d'explication potentiels. Pour les salariés appartenant aux plus grandes entreprises, l'incidence marginale de la CSE dans l'incitation à prendre des arrêts de travail est nul. En effet, ces entreprises ayant en majorité une politique d'indemnisation généreuse initialement, l'aléa moral lié à l'arrêt maladie est déjà présent du fait de ces politiques d'indemnisation allant au delà du minimum légal. Ajouter une CSE n'aurait donc pas d'impact significatif sur l'effet déjà existant. La deuxième analyse vient conforter les résultats énoncés. En utilisant le cadre énoncé par Angrist *et al.* [1996], nous explicitons le surplus de probabilité d'être absent 'k' jours dans l'année par le fait d'être couvert par une CSE. Ainsi, la souscription à une CSE a un effet positif sur la probabilité d'avoir été en arrêt court, là aussi uniquement pour les entreprises de petite taille. De même, lorsque l'indemnisation des arrêts est généreuse, la contribution de la complémentaire santé d'entreprise à l'explication de l'absentéisme n'est plus significative.

Première partie

Approche structurelle de l'impact des complémentaires santé sur les politiques salariales des entreprises

Chapitre 1

Dépenses en santé des firmes et salaire d'équilibre dans un modèle à double hétérogénéité [1]

1. Ce chapitre est constitué d'un article publié : Employer-provided health insurance and equilibrium wages with two-sided heterogeneity, A.Chéron et *al.*, *Economics Bulletin, 2015, vol. 35, issue 2, pages 1109-1117*. Une extension a été apportée pour généraliser le modèle à 3 états de santé possibles du côté des travailleurs.

Résumé

Ce chapitre développe un modèle d'équilibre avec recherche d'emploi où les firmes investissent dans la santé de leurs travailleurs. L'état de santé, hétérogène entre les travailleurs, n'est pas observé par la firme, tandis que les entreprises se distinguent en terme de productivité. Nous montrons que les politiques salariales et d'investissement en santé de l'employeur sont étroitement liées, et observons que ces politiques sont dépendantes du type de la firme. Une implication importante du modèle concerne l'ambiguïté de la relation entre salaires offerts et dépenses en santé consenties par les firmes.

Glossaire

Ce glossaire permet au lecteur de mieux se retrouver dans les notations de ce chapitre. Sont présents les différents termes qui fondent le cadre du modèle à 2 états de santé, puis les éléments nécessaires à la compréhension de l'extension du modèle, lorsque 3 états de santé différencient les travailleurs.

- $\epsilon =$ productivité du travailleur
- $\alpha =$ proportion des individus en bonne santé
- $\beta =$ proportion des individus en moyenne santé
- $(1 - \alpha - \beta) =$ proportion des individus en mauvaise santé
- $\zeta = \frac{n_m}{(N - n_h)} =$ proportion des individus en mauvaise et moyenne santé
- $c(\epsilon) =$ coût de la complémentaire pour l'entreprise
- $w_l, w_h, w_m =$ salaire d'une personne en mauvaise, moyenne et bonne santé.
- $\widehat{\epsilon} =$ seuil de productivité au delà duquel une personne à l'état de santé moyen n'accepte plus un poste de travailleurs en bonne santé.
- $\tilde{\epsilon} =$ seuil de productivité au delà duquel une personne en mauvaise santé n'accepte plus un poste de travailleurs en moyenne santé.
- $y_h =$: productivité d'un individu en bonne santé (type h)
- $y_m =$: productivité d'un individu en moyenne santé (type m)
- $y_l =$: productivité d'un individu en mauvaise santé (type l)
- $\mathbb{E}(Y_h) = \theta Y_h + (1 - \theta) Y_m$: Espérance de productivité si l'employeur recrute un employé de type m.
- $\mathbb{E}(Y_m) = \mu Y_m + (1 - \mu) Y_l$: Espérance de productivité si l'employeur recrute un employé de type l.

1.1 Introduction

Quel est l'impact de la complémentaire sur le marché du travail ? Comment interagit-elle avec la formation des salaires ? Le sujet n'est évidemment pas nouveau et s'est traduit par de nombreux travaux dans la littérature. Le survey de Gruber et Madrian [2002] résume les principaux résultats trouvés dans la recherche académique. Les premiers travaux furent essentiellement empiriques et se concentraient plus spécifiquement sur le marché du travail américain, ce dernier étant plus propice à l'étude de cette question avec un vrai enjeu public. En effet, aux États-Unis, le statut du travailleur sur le marché du travail est essentiel pour pouvoir financer les dépenses des soins et préserver son capital santé. Dans ce système très privatisé[2], l'emploi et la prise en charge des soins par l'employeur sont primordiaux. Aizawa et Fang [2013] soulignent que cette situation concerne 90% des travailleurs américains. Théoriquement, l'impact du contrat santé sur les salaires et la mobilité des travailleurs ont notamment été examinés par le biais du modèle de différences compensatrices *à la* Rosen [1986], dans un marché du travail compétitif. Il indique que l'assurance santé tend à réduire les salaires des travailleurs qui valorisent cette même couverture (Summers [1989], Gruber et Krueger [1990]), et le phénomène de "*job lock*" peut apparaître lorsque l'hétérogénéité des couvertures santé associées aux salaires rend la recherche de job et la mobilité sur le marché du travail non-attractives (Madrian [1994]). Dans un second temps, suite aux travaux approfondis de Dey et Flinn [2005], un pan de la littérature s'est développé pour évaluer l'impact du contrat santé dans un modèle d'équilibre général au sein duquel il existe un marché du travail avec frictions. Cette approche est particulièrement bien adaptée pour examiner les implications quantitatives de certaines réformes du système de soins (voir par exemple l'évaluation proposée par Aizawa et Fang [2013]). Les auteurs s'intéressent à l'*Affordable Care Act*, mis en place aux États-Unis. Dans le sillage de ce qui existe actuellement dans ce champ, notre article vise à développer un modèle d'équilibre de recherche d'emploi, avec une double hétérogénéité, présente à la fois du côté des travailleurs, par le biais de leur état de santé qui affecte leur performance, et du côté des

2. Pour rappel, le financement des dépenses privées dans la part totale des dépenses est supérieure à 50%.

firmes, de par leur productivité intrinsèque. La firme n'observe qu'imparfaitement l'état de santé du travailleur, ce qui peut se traduire par la présence de sélection adverse. Cette double hétérogénéité implique que les politiques salariales et de dépenses en santé, dessinées pour répondre à ce problème de sélection adverse, sont dépendantes du type de l'entreprise. La particularité de notre travail est de caractériser analytiquement les propriétés du modèle, et ainsi clairement déterminer les facteurs clés expliquant la relation entre le type de firme et les dépenses en santé. Nous soulignons que cette même relation tend à être ambiguë. Pour avancer ces résultats, nous examinons d'abord les politiques proposées par la firme en termes de salaire et d'investissement, puis nous introduisons la décision de l'offreur de travail par le biais de salaires de réservation endogènes, pour enfin déterminer l'équilibre du modèle.

1.2 Principales hypothèses et comportement des firmes

Le modèle en temps continu se distingue d'abord par l'hétérogénéité entre les firmes. Ces dernières ont une productivité ϵ et définissent une politique salariale w pour chaque emploi. Chaque firme correspond à un emploi. ϵ varie entre $[\underline{\epsilon}, \overline{\epsilon}]$ et nous définissons $G(\epsilon)$ comme la fonction de distribution des firmes. Les travailleurs se différencient par leur état de santé et donc également par leur productivité. Leur dotation en santé se caractérise par y, et détermine la productivité globale de l'appariement entre l'emploi et le travailleur, noté $\epsilon + y$. Par souci de simplicité, nous considérons, dans un premier temps, deux types de travailleurs. La population est constituée des travailleurs en bonne santé - avec un niveau de santé noté y_h - et des travailleurs en mauvaise santé, qui se caractérise par un niveau de santé y_l, avec $y_l < y_h$. Nous verrons, par la suite, l'impact d'une troisième population et d'un continuum de travailleurs sur les résultats finaux. Le point crucial est que l'état de santé de l'individu n'est pas observé par l'employeur. Ce dernier n'a donc pas une information parfaite sur la productivité potentielle du salarié qu'il souhaite embaucher. En revanche, il choisit, *ex-ante*, d'investir dans la santé de ses employés avec une intensité $c = c(\epsilon)$. Si le travailleur est en bonne santé, cet investissement de la part de la firme n'a pas d'impact sur la productivité. Néanmoins, si le

travailleur a une productivité y_l, la dépense en santé peut alors rapporter un rendement à l'entreprise, avec une hausse potentielle de la productivité de l'employé, passant de y_l à y_h, avec une probabilité égale à $\mu(c)$. [3]

Nous posons $\mu(c) \equiv 1 - \exp(-\gamma c)$, qui satisfait $\mu \in [0,1]$ et $\mu' > 0$, $\mu'' < 0$ avec $\gamma > 0$ et nous considérons l'état stationnaire. Nous notons α comme étant la part des travailleurs en bonne santé, qui correspond à la probabilité que les travailleurs de l'entreprise soient effectivement en bonne santé. δ représente le taux de destruction d'emploi, supposé exogène. Il n'existe pas de recherche sur le tas. Pour chaque emploi associé à une productivité ϵ, l'employeur décide du contrat global $(w(\epsilon), c(\epsilon))$ qu'il offre au moment où l'annonce est postée. Les décisions d'offre de travail de la part des travailleurs déterminent les salaires de réservation. Nous considérons dans un premier temps ces salaires comme exogènes et conditionnés à chaque type de travailleurs, avec $w_h > w_l$.

Le problème de la firme consiste à maximiser la valeur intertemporelle du job, $\Pi(\epsilon)$, en choisissant c et w. Cette fonction satisfait la condition suivante :

$$\Pi(\epsilon) = \begin{cases} \alpha\Pi_h(\epsilon) + (1-\alpha)\Pi_l(\epsilon) & \text{si } w \geq w_h \\ \Pi_l(\epsilon) & \text{si } w \in [w_l, w_h[\end{cases}$$

où :

$$\begin{aligned} r\Pi_h(\epsilon) &= \epsilon y_h - w(\epsilon) - c - \delta\Pi_h(\epsilon) \\ r\Pi_l(\epsilon) &= \epsilon\left[\mu(c)y_h + (1-\mu(c))y_l\right] - w - c - \delta\Pi_l(\epsilon) \end{aligned}$$

Cette condition indique que si l'employeur propose un salaire en dessous du salaire de réservation du travailleur en bonne santé, alors il sait avec certitude que le travailleur embauché sera en mauvaise santé et aura une productivité y_l. En effet, le salarié en bonne santé ne sera pas attiré par l'offre d'emploi et ne postulera pas. Néanmoins, les dépenses en santé associées au salaire, c, peuvent améliorer l'état de santé de l'individu

3. Autrement dit, nous considérons ici que les dépenses en santé par les firmes n'ont que des effets transitoires sur l'état de santé du travailleur. Ajouter de la persistance complique le modèle et ne nous permet pas de trouver des solutions analytiques. Néanmoins, les résultats qualitatifs ne changent pas.

couvert par cette dépense, et sa productivité transite de y_l à y_h , avec une probabilité $\mu(c)$. Cependant, pour un salaire $w \geq w_h$, le type du travailleur embauché n'est pas connue. c n'a alors pas d'incidence sur la productivité si l'employé est en bonne santé (avec une probabilité α). En conséquence, la valeur de l'emploi peut se réécrire comme suit :

$$(r+\delta)\Pi(\epsilon) = \begin{cases} \epsilon\left[\alpha y_h + (1-\alpha)\mu(c)y_h + (1-\alpha)(1-\mu(c))y_l\right] - w - c & \text{si } w \geq w_h \\ \epsilon\left[\mu(c)y_h + (1-\mu(c))y_l\right] - w - c & \text{si } w \in [w_l, w_h[\end{cases}$$

D'un côté, il est facile d'observer que la politique salariale de la firme est caractérisée par un seuil de productivité $\tilde{\epsilon}$, afin que, $w(\epsilon) = w_h \ \ \forall \epsilon \geq \tilde{\epsilon}$ et $w(\epsilon) = w_l \ \ \forall \epsilon < \tilde{\epsilon}$. Cela signifie qu'à ce stade, les firmes ont à choisir entre deux salaires de réservation, car proposer un salaire supérieur à w_h ne permet pas d'améliorer la productivité intertemporelle de l'emploi. [4]

Le seuil de productivité $\tilde{\epsilon}$ satisfait la condition $\alpha\Pi_h(\tilde{\epsilon}|w = w_h) + (1-\alpha)\Pi_l(\tilde{\epsilon}|w = w_h) = \Pi_l(\tilde{\epsilon}|w = w_l)$, où $\Pi_l(\tilde{\epsilon}|w = w_h)$ définit la valeur de l'emploi occupé par un travailleur en mauvaise santé qui obtient le salaire le plus élevé, à savoir w_h. Cela implique :

$$\frac{\tilde{\epsilon}\left[\alpha y_h + (1-\alpha)\mu(\tilde{c})y_h + (1-\alpha)(1-\mu(\tilde{c}))y_l\right] - w_h - \tilde{c}}{r+\delta} = \\ \frac{\tilde{\epsilon}\left[\mu(\tilde{c})y_h + (1-\mu(\tilde{c}))y_l\right] - w_l - \tilde{c}}{r+\delta}$$

où $\tilde{c} \equiv c(\tilde{\epsilon})$, et qui peut-être réécrit comme :

$$\alpha\tilde{\epsilon} \ = \ \left(\frac{w_h - w_l}{y_h - y_l}\right)\frac{1}{1-\mu(\tilde{c})} \tag{1.1}$$

L'équation (1.1) a de fortes implications. Premièrement, $\tilde{\epsilon}$ est croissant avec μ. En effet, si les dépenses en santé des firmes ont une grande incidence sur la productivité des travailleurs en mauvaise santé, l'employeur a moins la nécessité de proposer une offre qui attire les travailleurs à haute productivité y_h. En conséquence, la probabilité d'offrir

4. Le fait que la distribution des salaires et la distribution des salaires de réservation soient étroitement liées est un résultat bien connu lorsqu'il n'y a pas de recherche sur le tas.

un salaire élevé est plus faible. Deuxièmement, $\tilde{\epsilon}$ dépend positivement du niveau d'investissement en santé $c(\epsilon)$. Un montant élévé de dépenses amène les firmes à améliorer la productivité des travailleurs, surmontant ainsi le problème de sélection adverse. [5]

Il est ensuite nécessaire de caractériser l'investissement en santé. La condition qui le détermine montre que c est dépendant du niveau de productivité et de la politique associée de la firme :

$$1 + \frac{\partial w}{\partial c} = \mu'(c) \begin{cases} (1-\alpha)(y_h - y_l)\epsilon & \forall \epsilon \geq \tilde{\epsilon} \\ (y_h - y_l)\epsilon & \forall \epsilon < \tilde{\epsilon} \end{cases} \tag{1.2}$$

Cela implique $c = c(\epsilon)$. Le rendement attendu des dépenses de santé ne dépend pas seulement de μ' (l'impact marginal de la probabilité de passer de la productivité y_l à y_h) mais aussi de la productivité et de la politique salariale associée à l'entreprise. D'un côté, si $\epsilon < \tilde{\epsilon}$, les salaires sont faibles et l'entreprise n'attire que des travailleurs à faible productivité. L'impact marginal des dépenses en santé sur la probabilité d'améliorer la productivité du travailleur de type y_l à un niveau y_h est essentiellement donné par μ'. De l'autre, si $\epsilon \geq \tilde{\epsilon}$ une part α des travailleurs a déjà un état de santé initial (avant l'embauche) au niveau y_h. Ainsi, l'impact marginal net sur la productivité espérée est seulement équivalente à $(1-\alpha)\mu' < \mu'$.

A ce stade, les équations (1.1) et (1.2) montrent déjà l'existence d'une discontinuité des dépenses de santé autour du seuil $\epsilon = \tilde{\epsilon}$. En prenant w_h et w_l comme donnés, $\frac{\partial w}{\partial c} = 0$, il vient que $c'(\epsilon) > 0 \;\; \forall \epsilon \in [\underline{\epsilon}, \tilde{\epsilon}[$ et $\forall \epsilon \in [\tilde{\epsilon}, \overline{\epsilon}]$, mais $c(\tilde{\epsilon}_-) > c(\tilde{\epsilon})$. [6]

5. En introduisant de la recherche sur le tas, Aizawa et Fang [2013] mettent en exergue que cet effet concerne plus particulièrement les firmes de grandes tailles. En effet, les petites firmes ne peuvent pas retenir leur(s) travailleur(s) pour une durée suffisamment longue pour profiter des effets bénéfiques de l'investissement en santé sur les travailleurs à productivité plus faible.

6. Ce résultat est trivial et provient de l'équation (1.2). En supposant que $\gamma = 1$, donc $\mu(c) = 1 - \exp(-c)$, nous avons, pour le moment :

Une implication du dernier résultat est que le passage d'un salaire faible w_l à un salaire élevé w_h n'est pas nécessairement associé à des dépenses de santé, c, élevées. Cela pourrait généralement se produire pour ceux qui bénéficient d'un salaire w_h mais qui sont dans des entreprises avec une productivité au dessus mais proche du seuil $\tilde{\epsilon}$. L'asymétrie d'information sur l'état de santé et l'impossibilité pour la firme de discriminer selon l'état de santé expliquent ce résultat. Si, en revanche, les firmes étaient capables de détecter un mauvais état de santé et pouvaient discriminer selon l'état de santé observé au moment de l'embauche, les choix optimaux seraient de ne pas dépenser en santé pour les employés de type y_h et un profil strictement croissant de l'investissement en santé pour les personnes de type y_l.

1.3 Salaires de réservation endogènes des travailleurs

La prochaine étape est de déterminer les salaires de réservation endogènes et de vérifier que le salaire de réservation w_h des travailleurs en bonne santé est toujours supérieur au salaire de réservation w_l des travailleurs en mauvaise santé. Du fait de l'asymétrie d'information, nous avons besoin de distinguer la situation d'un employé à l'état de santé faible en fonction de la productivité de l'entreprise. Si $\epsilon \geq \tilde{\epsilon}$, cet employé de type y_l va en effet avoir le même salaire qu'un travailleur de type y_h, $w_h(\epsilon)$. En revanche, si $\epsilon < \tilde{\epsilon}$, les employés sont tous en mauvaise santé, et gagnent $w_l(\epsilon)$. Nous dénotons $\Gamma(\tilde{\epsilon})$ la probabilité pour un chômeur à la recherche d'un emploi de contacter une firme associée à une productivité inférieure à $\tilde{\epsilon}$. Nous introduisons aussi ψ_i un indicateur de satisfaction dépendant de l'état de santé $i = \{l, h\}$, avec $\psi_h > \psi_l$. [7]

En réalité, pour les travailleurs employés dans des firmes avec une productivité $\epsilon \geq \tilde{\epsilon}$, il est trivial de voir que le salaire offert optimal est égal au salaire le plus bas accepté par

$$c = \log \epsilon + \log(y_h - y_l) + \begin{cases} \log(1-\alpha) & \forall \epsilon \geq \tilde{\epsilon} \\ 0 & \forall \epsilon < \tilde{\epsilon} \end{cases}$$

7. Nous suivons ici la méthodologie de Grossman *et al.* [1972], qui considère la santé comme un bien de consommation standard.

les travailleurs en bonne santé. Comme les firmes n'observent pas *ex-ante* l'état de santé, c'est l'unique stratégie qui évite le refus d'emploi de manière certaine. Le raisonnement tient au fait que ce plus faible salaire accepté ne dépend pas de l'investissement en santé provenant des firmes. En effet, les travailleurs en bonne santé ont la plus haute satisfaction associée à leur état de santé ψ_h et leur productivité y_h. Cela implique un unique salaire de réservation,$w_h(\epsilon) = w_h \quad \forall \epsilon \geq \tilde{\epsilon}$. E_h correspond à la fonction valeur d'un travailleur en bonne santé et U_h représente la valeur du chômage pour ce même travailleur. Ce dernier acceptera le salaire offert uniquement si $\epsilon \geq \tilde{\epsilon}$. Les fonctions valeurs sont définies de la manière suivante :

$$\begin{aligned} rE_h &= w^h + \psi_h - \delta\left[E_h - U_h\right] \\ rU_h &= b + \psi_h + \lambda\left[1 - \Gamma(\tilde{\epsilon})\right]\left[E_h - U_h\right] \end{aligned}$$

où λ représente la probabilité, pour un chômeur, de contacter une firme. Il s'ensuit logiquement que le salaire de réservation $w_h = b$ est l'unique solution de $E_h = U_h$.

Ensuite, si l'on regarde les travailleurs en mauvaise santé, nous devons tenir compte du fait qu'ils peuvent gagner soit w_h ou $w_l(\epsilon)$. Ce dernier salaire devrait en effet dépendre de la productivité ϵ grâce à la politique de dépenses en santé de la firme. Les fonctions valeur pour les travailleurs à l'état de santé faible peuvent être écrites comme suit :

$$\begin{aligned} rE_l^h(\epsilon) &= w^h + \mu(c(\epsilon))\psi_h + [1 - \mu(c(\epsilon))]\psi_l - \delta\left[E_l^h(\epsilon) - U_l\right] \quad ; \quad \forall \epsilon \geq \tilde{\epsilon} \\ rE_l^l(\epsilon) &= w^l(\epsilon) + \mu(c(\epsilon))\psi_h + [1 - \mu(c(\epsilon))]\psi_l - \delta\left[E_l^l(\epsilon) - U_l\right] \quad ; \quad \forall \epsilon < \tilde{\epsilon} \\ rU_l &= b + \psi_l + \lambda \int_{\tilde{\epsilon}}^{\overline{\epsilon}} \left[E_l^h(x) - U_l\right] d\Gamma(x) + \lambda \int_{\underline{\epsilon}}^{\tilde{\epsilon}} \left[E_l^l(x) - U_l\right] d\Gamma(x) \end{aligned}$$

où E_l^h définit la valeur attendue d'un travailleur de type y_l travaillant dans une firme possédant une productivité supérieure à $\tilde{\epsilon}$, et qui gagnera donc le salaire correspondant au salaire de réserve des travailleurs en bonne santé. De plus, avec une probabilité $\mu(c)$, ces individus escomptent améliorer leur santé et leur satisfaction associée. Ainsi,

leurs fonctions valeurs dépendent du type ϵ de la firme à travers le niveau des dépenses de santé fournis, *i.e* $c = c(\epsilon)$. La fonction valeur E_l^l représente la valeur espérée d'un travailleur en mauvaise santé qui travaille dans une entreprise avec une productivité $\epsilon \in [\underline{\epsilon}, \tilde{\epsilon}[$. Il reçoit le salaire de réservation $w_l(\epsilon)$ qui dépend de la productivité. En effet, la valeur d'être en emploi et de type y_l est croissant avec l'investissement en santé effectué par la firme, grâce à la probabilité μ d'améliorer son état de santé et de devenir un travailleur de type y_h. Cette décision d'investir en santé dépend du type de la firme, qui influencera le salaire. U_l est la valeur du chômage pour les travailleurs en mauvaise santé.

Le salaire de réservation $w_l(\epsilon)$ qui caractérise la politique salariale de la firme avec une productivité $\epsilon < \tilde{\epsilon}$ est la solution de $E_l^l(\epsilon) = U_l \ \ \forall \epsilon$. il est possible de montrer que le salaire de réservation satisfait :

$$w_l(\epsilon) \quad = \quad b - \mu(c(\epsilon))(\psi_h - \psi_l) + \lambda \int_{\tilde{\epsilon}}^{\overline{\epsilon}} \left[E_l^h(x) - U_l \right] d\Gamma(x)$$

Qui plus est, il vient aussi que $\int_{\tilde{\epsilon}}^{\overline{\epsilon}} \left[E_l^h(x) - U_l \right] d\Gamma(x) \ = \ \mu(c(\epsilon))(\psi_h - \psi_l) \left(\frac{1-\Gamma(\tilde{\epsilon})}{r+\delta+\lambda[1-\Gamma(\tilde{\epsilon})]} \right)$, à partir duquel nous trouvons :

$$w_l(\epsilon) \quad = \quad b - \mu(c(\epsilon))(\psi_h - \psi_l) \left(\frac{r+\delta}{r+\delta+\lambda[1-\Gamma(\tilde{\epsilon})]} \right) < w_h = b$$

Cela signifie que le salaire gagné par un travailleur en mauvaise santé est négativement corrélé au niveau de l'investissement en santé de la firme. De plus, cette relation est particulièrement forte si l'évaluation de l'avantage par les employés est élevée (valeur élevée de la différence entre $\psi_h - \psi_l$). [8] Nous retrouvons ainsi le "trade-off" classique entre salaire offert et couverture santé, présent notamment dans la théorie des différences compensatrices (Summers [1989], Gruber et Krueger [1990]).

Cependant, ceci tient seulement si la productivité de la firme est inférieure au seuil $\tilde{\epsilon}$.

8. Notons que si $\psi_h = \psi_l$, nous aurions $w(\epsilon) = b \ \ \forall \epsilon$, ce qui impliquerait $\tilde{\epsilon} = \underline{\epsilon}$.

Si $\epsilon \geq \tilde{\epsilon}$, l'unique salaire de réservation des travailleurs en bonne santé est offert, parce que les fonctions valeurs de ces travailleurs ne dépendent pas de c. Formellement, la politique salariale de la firme est caractérisée par :

$$\begin{cases} \frac{\partial w(\epsilon)}{\partial c} = 0 \ ; \ \forall \epsilon \geq \tilde{\epsilon} \\ \frac{\partial w(\epsilon)}{\partial c} = -\mu'(c)(\psi_h - \psi_l)\left(\frac{r+\delta}{r+\delta+\lambda[1-\Gamma(\tilde{\epsilon})]}\right) < 0 \ ; \ \forall \epsilon < \tilde{\epsilon} \end{cases}$$

1.4 Salaires d'équilibres et dépenses de santé

Pour trouver la solution explicite de l'équilibre, nous procédons en deux étapes. Premièrement, nous devons trouver la solution d'un système qui détermine conjointement *(i)* le seuil de productivité $\tilde{\epsilon}$ du type de la firme en dessous duquel la politique salariale est si faible que seuls les travailleurs en mauvaise santé acceptent travailler à l'intérieur de la firme, et *(ii)* les dépenses de santé du type $\tilde{\epsilon}$ de la firme, dénoté par $\tilde{c}$. Le système correspondant est donné par :

$$\begin{aligned} \alpha\tilde{\epsilon} &= \frac{\mu(\tilde{c})}{1-\mu(\tilde{c})}\left(\frac{\psi_h - \psi_l}{y_h - y_l}\right)\left(\frac{1}{1+k[1-\Gamma(\tilde{\epsilon})]}\right) \\ 1 &= \mu'(\tilde{c})(1-\alpha)(y_h - y_l)\tilde{\epsilon} \end{aligned}$$

où $k \equiv \lambda/[r+\delta]$. Ensuite, avec $\mu(c) \equiv 1 - \exp(-\gamma c)$, on peut le réécrire comme :

$$\exp(\gamma\tilde{c}) = \gamma(1-\alpha)(y_h - y_l)\tilde{\epsilon} \iff \tilde{c} = \Phi(\tilde{\epsilon}) \tag{1.3}$$

$$\frac{1}{1-\exp(-\gamma\tilde{c})} = \gamma\left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)\left(\frac{\psi_h - \psi_l}{1+k[1-\Gamma(\tilde{\epsilon})]}\right) \iff \tilde{c} = \Psi(\tilde{\epsilon}) \tag{1.4}$$

avec $\Phi(\underline{\epsilon}) = \frac{1}{\gamma}\log[\gamma(1-\alpha)(y_h - y_l)\underline{\epsilon}], \Phi' > 0, \Phi'' < 0$, et $\Psi(\underline{\epsilon}) \equiv f(\psi_h - \psi_l) > 0, \Psi' < 0$. En conséquence, étant donné que $\psi_h - \psi_l$ satisfait $\Psi(\underline{\epsilon}) > \Phi(\underline{\epsilon})$, il existe toujours une solution unique pour $\{\tilde{c}, \tilde{\epsilon}\}$.

Dans un second temps, nous pouvons caractériser la politique salariale et de dépenses en santé selon la productivité de la firme au niveau critique $\tilde{\epsilon}$. Le "package" $\{w(\epsilon), c(\epsilon)\}$

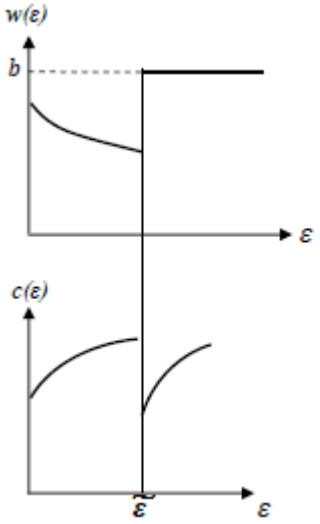
satisfait :

$$w(\epsilon) = \begin{cases} b & \forall \epsilon \geq \tilde{\epsilon} \\ b - [1 - \exp(-\gamma c(\epsilon))](\psi_h - \psi_l)\left(\frac{r+\delta}{r+\delta+\lambda[1-\Gamma(\tilde{\epsilon})]}\right) & \forall \epsilon < \tilde{\epsilon} \end{cases} \tag{1.5}$$

$$\exp[\gamma c(\epsilon)] = \begin{cases} (1-\alpha)(y_h - y_l)\epsilon & \forall \epsilon \geq \tilde{\epsilon} \\ (y_h - y_l)\epsilon + (\psi_h - \psi_l)\left(\frac{r+\delta}{r+\delta+\lambda[1-\Gamma(\tilde{\epsilon})]}\right) & \forall \epsilon < \tilde{\epsilon} \end{cases} \tag{1.6}$$

$$\tag{1.7}$$

Le graphique 1.1 représente les politiques salariales et de dépenses en santé des firmes en fonction de leur productivité ϵ, comme définies par les équations (1.11)-(1.6). Il souligne un point-clé du modèle : du fait de la discontinuité des dépenses de santé autour du seuil $\tilde{\epsilon}$, il n'existe pas de relation strictement monotone entre ϵ et c : $c'(\epsilon) > 0 \quad \forall \epsilon < \tilde{\epsilon}, c(\tilde{\epsilon}_-) > c(\tilde{\epsilon})$ et $c'(\epsilon) > 0 \quad \forall \epsilon \geq \tilde{\epsilon}$. Ceci suggère que la relation entre salaire et couverture santé d'entreprise est ambiguë.



Graphique 1.1 – Relation entre couverture santé et salaire en fonction du niveau de productivité

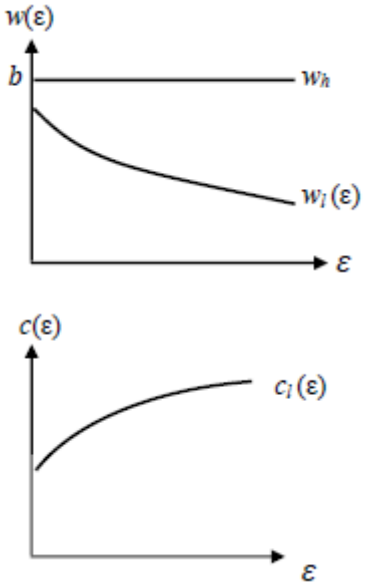
En dessous du seuil de productivité $\tilde{\epsilon}$, il existe une relation négative entre salaire et complémentaire santé, comme prédit par la théorie des différences compensatrices. Avec une productivité croissante, les employeurs sont incités à augmenter leurs dépenses en santé. En effet, les firmes n'observant pas *ex-ante* l'état de santé du travailleur, le gain

marginal qui provient d'un état de santé amélioré, ($(y_h - y_l)\epsilon$), croit avec ϵ. Il s'agit d'un "effet productivité".

Néanmoins, si la productivité excède $\tilde{\epsilon}$, les firmes attirent les travailleurs en bonne santé qui ne valorisent pas la couverture[9]. Les hauts salaires attirent les travailleurs de type y_h, ce qui réduit le gain à investir dans la santé de la part des firmes. En conséquence, le salaire offert est automatiquement élevé et ne dépend pas des dépenses en santé. Ceci explique la discontinuité autour $\tilde{\epsilon}$ où $c(\tilde{\epsilon}_-) > c(\tilde{\epsilon})$. Ensuite, comme les firmes à haute productivité licencient les travailleurs en mauvaise santé, on retrouve l'effet productivité, avec qui $c(\epsilon)$ croit sur l'intervalle $[\tilde{\epsilon}, \overline{\epsilon}]$. Au final, une augmentation de la productivité de l'entreprise de $\epsilon < \tilde{\epsilon}$ à $\epsilon = \tilde{\epsilon}$ a un effet ambigu sur les dépenses de santé.

De plus, il convient de souligner que l'ambiguïté provient du problème de sélection adverse. Le graphique 1.2 montre en effet quelles seraient les politiques d'investissement et salariale optimales pour une firme dans un contexte d'information parfaite. Si l'employeur connait parfaitement l'état de santé du travailleur, il offrirait à ce dernier un contrat avec un salaire élevé mais sans offrir de couverture santé, $c_h(\epsilon) \equiv 0, \forall \epsilon$. En revanche, pour les travailleurs en mauvaise santé, nous aurions des dépenses de santé augmentant avec la productivité de la firme, $c_l'(\epsilon) > 0$.

9. Cette hypothèse semble discutable. Néanmoins, la mise en oeuvre de la généralisation de la complémentaire apporte un changement concernant les incitations fiscales au détriment du salarié. En effet, avant la réforme, la part des dépenses de santé (*i.e* de la complémentaire santé) financée par l'employeur était réduit de l'imposition sur le revenu. Dorénavant, cette prise en charge ne profite qu'à l'employeur, avec notamment la baisse de charges sociales. La loi considère ainsi ce financement comme un avantage monétaire, donc imposable, contrairement aux principaux avantages en nature. Du point de vue des hauts revenus, la substitution entre complémentaire et salaire peut-être modifiée par le fait que l'arbitrage entre complémentaire santé collective et individuelle est fortement réduite. Du point de vue des salariés avec un salaire plus faible, la qualité du financement des dépenses va jouer un rôle primordial. Dans notre cas, avec l'état de santé qui s'améliore potentiellement, il existe à la fois un gain à posséder une couverture collective pour le salarié, et un avantage à proposer une couverture pour les employeurs. Le fait de financer la complémentaire en toute ou partie est une incitation à embaucher des travailleurs plus productifs (en bonne santé).



Graphique 1.2 – Cas avec information parfaite

On peut se demander si ce résultat tient encore si l'on considère un continuum d'états de santé. L'extension dans la section suivante permet d'apporter une première réponse en passant de 2 états de santé à 3 états de santé, afin de généraliser davantage le modèle et consolider les résultats trouvés.

1.5 Extension : un modèle à 3 états de santé

Il est intéressant de confirmer la validité des résultats en différenciant davantage les travailleurs. Ainsi, nous étendons le modèle en supposant trois états de santé possibles. D'une part, il existe des personnes en mauvaise santé, représentant une part $(1-\alpha-\beta)$ de l'économie et pouvant accéder à l'état de santé supérieur avec une probabilité μ ($\mu > 0$). D'autre part, une proportion β de la population est composée de personnes en moyenne santé. Les personnes à l'état de santé -m- peuvent, avec une probabilité $\theta > 0$, accéder à l'état de santé supérieur lorsqu'ils ont accès à une complémentaire santé d'entreprise, financée par l'employeur. Enfin, une part α de la population représente les travailleurs en bonne santé. Pour rappel, cette catégorie de population ne valorise pas la complémentaire du fait qu'elle ne peut améliorer son état de santé.

Cas avec salaires de réservation exogènes

Le problème de la firme est de maximiser la valeur intertemporelle de l'emploi, $\Pi(\epsilon)$, en choisissant c et w. Cette fonction satisfait :

$$\Pi(\epsilon) = \begin{cases} \alpha\Pi_h(\epsilon) + \beta\Pi_m(\epsilon) + (1-\alpha-\beta)\Pi_l(\epsilon) & \text{si } w \geq w_h \\ \zeta\Pi_m(\epsilon) + (1-\zeta)\Pi_l(\epsilon) & \text{si } w \in [w_m, w_h[\\ \Pi_l(\epsilon) & \text{si } w \in [w_l, w_m[\end{cases}$$

où :

$$\begin{aligned} r\Pi_h(\epsilon) &= \epsilon y_h - w_h(\epsilon) - c - \delta\Pi_h(\epsilon) \\ r\Pi_m(\epsilon) &= \epsilon\left[\mu(c)y_h + (1-\mu(c))y_m\right] - w_m - c - \delta\Pi_m(\epsilon) \\ r\Pi_l(\epsilon) &= \epsilon\left[\mu(c)y_m + (1-\mu(c))y_l\right] - w_l - c - \delta\Pi_l(\epsilon) \end{aligned}$$

La population ζ est la population concernée par les emplois à faible et moyenne productivités. En effet, l'employeur, en postant un emploi de type m ou l, sait avec certitude que les travailleurs en bonne santé ne postuleront pas au poste, mais recrute un employé de type m ou l. De même, avec un salaire posté $w < w_m$, seul des travailleurs en mauvaise santé sont intéressés par le poste. L'espérance de productivité si l'employeur recrute un employé en mauvaise santé est représentée par $\mu(c)y_m + (1-\mu(c))y_l = E(y_l)$, tandis que l'espérance de productivité si l'employé recruté est en moyenne santé s'écrit comme : $\theta(c)y_h + (1-\theta(c))y_m = E(y_m)$. Par souci de simplification, nous supposons que la probabilité de passer de y_l à y_m et de y_m à y_h est la même, $\mu(c) = \theta(c)$. En conséquence, la valeur de l'emploi peut s'écrire :

$$(r+\delta)\Pi(\epsilon) = \begin{cases} \epsilon\left[\alpha y_h + \beta E(y_m) + (1-\alpha-\beta)E(y_l)\right] - w - c & \text{si } w \geq w_h \\ \epsilon\left[E(y_m)\right] - w - c & \text{si } w \in [w_m, w_h[\\ \epsilon\left[E(y_l)\right] - w - c & \text{si } w \in [w_l, w_m[\end{cases}$$

et le problème d'optimisation de la firme est de maximiser $\max \Pi(\epsilon)_{\{c,w\}}$.

La politique salariale de la firme est caractérisée par un premier seuil de productivité

$\tilde{\epsilon}$, afin que $w(\epsilon) = w_h \ \ \forall \epsilon \geq \tilde{\epsilon}$ et $w(\epsilon) = w_l, w_m \ \ \forall \epsilon < \tilde{\epsilon}$. De même, il existe un deuxième seuil de productivité, $\hat{\epsilon}$, tel que $w(\epsilon) = w_m, w_h \ \ \forall \epsilon \geq \hat{\epsilon}$ et $w(\epsilon) = w_l \ \ \forall \epsilon < \hat{\epsilon}$.

Le seuil de productivité $\tilde{\epsilon}$ satisfait la condition $\alpha \Pi_h(\tilde{\epsilon}|w = w_h) + (1-\alpha)\Pi_l(\tilde{\epsilon}|w = w_h) = \Pi_l(\tilde{\epsilon}|w = w_l)$, où $\Pi_l(\tilde{\epsilon}|w = w_h)$ définit la valeur de l'emploi occupé par un travailleur en mauvaise santé qui obtient le salaire le plus élevé, à savoir w_h. Cela implique :

$$\tilde{\epsilon}\zeta = \frac{w_m - w_l}{\mu(\tilde{c})(y_h - y_m) + (1 - \mu(\tilde{c}))(y_m - y_l)}$$

Ainsi, le seuil $\tilde{\epsilon}$ est croissant avec $\mu\tilde{(c)}$. En effet, avec la productivité marginale décroissante, on sait que $((y_h - y_m) - (y_m - y_l) < 0$. Ainsi, passer de l'état y_l à y_m amène un gain de productivité supérieur au gain amené par le passage de y_m à y_h. De la même manière, il est possible de caractériser le seuil $\hat{\epsilon}$:

$$\hat{\epsilon}\alpha = \frac{w_h - w_m}{(y_h - y_l) + \mu(\hat{c})(\beta - \zeta)(y_h - y_m) - \mu(\hat{c})(y_m - y_l) + (1 - \mu(\hat{c}))(\beta - \zeta)(y_m - y_l)}$$

De la même manière, on peut caractériser les dépenses de santé de la part de la firme, qui s'écrivent :

$$1 + \frac{\partial w}{\partial c} = \mu'(c) \begin{cases} (1-\alpha)(y_h - y_l)\epsilon & \forall \epsilon \geq \hat{\epsilon} \\ (y_h - y_m)\epsilon & \forall \epsilon \in [\tilde{\epsilon}, \hat{\epsilon}[\\ (y_m - y_l)\epsilon & \forall \epsilon < \tilde{\epsilon} \end{cases} \tag{1.8}$$

Salaires d'équilibre et investissement en santé

A l'instar de la section 1.4, nous cherchons la solution d'un système qui détermine conjointement *(i)* le seuil de productivité $\tilde{\epsilon}$ ($\hat{\epsilon}$) du type de la firme en dessous duquel la politique salariale est si faible que seuls les travailleurs de type -l- (-l- et -m-) acceptent de travailler pour la firme, et *(ii)* les dépenses de santé de la firme, dénoté par $\tilde{c}$ ($\hat{c}$). Les

systèmes correspondants sont donnés par :

- Pour la firme de type $\tilde{\epsilon}$:

$$\begin{aligned} \alpha\tilde{\epsilon} &= \frac{\mu(\tilde{c})}{1-\mu(\tilde{c})}\left(\frac{\psi_m-\psi_l}{y_h-y_l}\right)\left(\frac{1}{1+k[1-\Gamma(\tilde{\epsilon})]}\right) \\ 1 &= \mu'(\tilde{c})(1-\zeta)(y_m-y_l)\tilde{\epsilon} \end{aligned}$$

où $k \equiv \lambda/[r+\delta]$. Ensuite, avec $\mu(c) \equiv 1-\exp(-\gamma c)$, on peut le réécrire comme :

$$\exp(\gamma\tilde{c}) = \gamma(1-\zeta)(y_m-y_l)\tilde{\epsilon} \iff \tilde{c} = \Phi(\tilde{\epsilon}) \tag{1.9}$$

$$\frac{1}{1-\exp(-\gamma\tilde{c})} = \gamma\left(\frac{1-\zeta}{\zeta}\right)\left(\frac{\psi_m-\psi_l}{1+k[1-\Gamma(\tilde{\epsilon})]}\right) \iff \tilde{c} = \Psi(\tilde{\epsilon}) \tag{1.10}$$

avec $\Phi(\underline{\epsilon}) = \frac{1}{\gamma}\log[\gamma(1-\alpha)(y_h-y_l)\underline{\epsilon}], \Phi' > 0, \Phi'' < 0$, et $\Psi(\underline{\epsilon}) \equiv f(\psi_h-\psi_l) > 0, \Psi' < 0$. En conséquence, étant donné que $\psi_h-\psi_l$ satisfait $\Psi(\underline{\epsilon}) > \Phi(\underline{\epsilon})$, il existe toujours une solution unique pour $\{\tilde{c},\tilde{\epsilon}\}$. De la même manière, nous vérifions si la solution est unique pour $\hat{\epsilon}$:

- Pour la firme de type $\hat{\epsilon}$:

$$\begin{aligned} \zeta\hat{\epsilon} &= \frac{\mu(\hat{c})}{1-\mu(\hat{c})}\left(\frac{\psi_h-\psi_m}{y_h-y_m}\right)\left(\frac{1}{1+k[1-\Gamma(\hat{\epsilon})]}\right) \\ 1 &= \mu'(\hat{c})(\beta-\zeta)(y_h-y_m)\hat{\epsilon} \end{aligned}$$

où $k \equiv \lambda/[r+\delta]$. Ensuite, avec $\mu(c) \equiv 1-\exp(-\gamma c)$, on peut le réécrire comme :

$$\exp(\gamma\hat{c}) = \gamma(\beta-\zeta)(y_h-y_m)\tilde{\epsilon} \iff \hat{c} = \Phi(\hat{\epsilon}) \tag{1.11}$$

$$\frac{1}{1-\exp(-\gamma\hat{c})} = \gamma\left(\frac{\beta-\zeta}{\zeta}\right)\left(\frac{\psi_h-\psi_m}{1+k[1-\Gamma(\hat{\epsilon})]}\right) \iff \hat{c} = \Psi(\hat{\epsilon}) \tag{1.12}$$

avec $\Phi(\hat{\epsilon}) = \frac{1}{\gamma}\log[\gamma(\beta-\zeta)(y_h-y_m)\hat{\epsilon}], \Phi' > 0, \Phi'' < 0$, et $\Psi(\hat{\epsilon}) \equiv f(\psi_h-\psi_m) > 0, \Psi' < 0$. En conséquence, étant donné que $\psi_h-\psi_m$ satisfait $\Psi(\hat{\epsilon}) > \Phi(\hat{\epsilon})$, il existe toujours une solution unique pour $\{\hat{c},\hat{\epsilon}\}$.

Dans un second temps, nous pouvons caractériser la politique salariale et de dépenses en santé selon la productivité de la firme au niveau critique $\tilde{\epsilon}$ et $\hat{\epsilon}$. Au final, le "package" $\{w(\epsilon), c(\epsilon)\}$ satisfait :

$$w(\epsilon) = \begin{cases} b & \forall \epsilon \geq \hat{\epsilon} \\ b - \mu(c(\epsilon))(\psi_h - \psi_m)(\frac{r+\delta}{r+\delta+\lambda[1-\Gamma(\hat{\epsilon})]}) & \forall \epsilon \in [\tilde{\epsilon}; \hat{\epsilon}[\\ b - \mu(c(\epsilon))(\psi_m - \psi_l)(\frac{r+\delta}{r+\delta+\lambda[\Gamma(\hat{\epsilon})-\Gamma(\tilde{\epsilon})]}) & \forall \epsilon < \tilde{\epsilon} \end{cases} \tag{1.13}$$

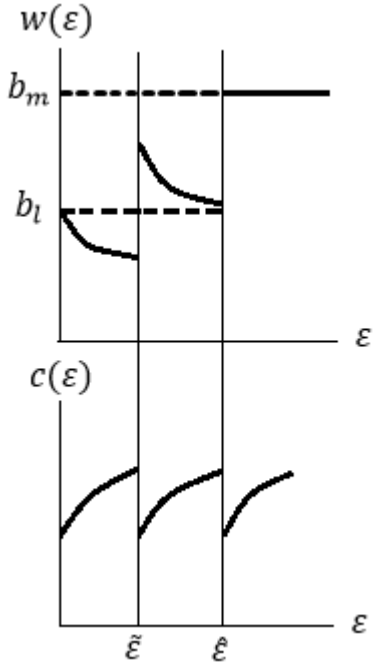
$$\exp[\gamma c(\epsilon)] = \begin{cases} (\beta - \zeta)(y_h - y_m)\epsilon & \forall \epsilon \geq \hat{\epsilon} \\ (y_h - y_m)\epsilon + (\psi_h - \psi_m)\left(\frac{r+\delta}{r+\delta+\lambda[1-\Gamma(\hat{\epsilon})]}\right) & \forall \in [\tilde{\epsilon}; \hat{\epsilon}[\\ (y_m - y_l)\epsilon + (\psi_m - \psi_l)\left(\frac{r+\delta}{r+\delta+\lambda[\Gamma(\hat{\epsilon})-\Gamma(\tilde{\epsilon})]}\right) & \forall \epsilon < \tilde{\epsilon} \end{cases} \tag{1.14}$$

(1.15)

Que constate-t-on ? Le salaire gagné par un travailleur en mauvaise santé est négativement corrélé au niveau de l'investissement en santé de la firme. De plus, cette relation est particulièrement forte si l'évaluation de l'avantage par les employés est élevée (valeur élevée de la différence $(\psi_m - \psi_l)$). Cependant, ceci tient seulement si la productivité de la firme est inférieure au seuil $\tilde{\epsilon}$. Si $\epsilon \geq \tilde{\epsilon}$, deux salaires peuvent-être offerts. Le salaire w_m, c'est-à-dire le salaire offert pour un poste avec une productivité $\epsilon \in [\tilde{\epsilon}, \hat{\epsilon}[$, qui valorisent eux aussi la complémentaire santé. Au dessus du seuil $\hat{\epsilon}$, seul le salaire w_h est offert par les firmes, puisque les fonctions valeurs de ces travailleurs ne dépendent pas de c.

De même, nous voyons apparaitre l'arbitrage entre couverture santé et salaire, représenté par le graphique 1.3. Il consolide les résultats du modèle à deux états de santé et montre la possibilité de généraliser les résultats à -n- états de santé. En dessous du seuil de productivité $\tilde{\epsilon}$, il existe une relation négative entre salaire et complémentaire santé, comme prédit par la théorie des différences compensatrices. Avec une productivité croissante, les employeurs sont incités à augmenter leurs dépenses en santé. En effet, les firmes n'observant pas *ex-ante* l'état de santé du travailleur, le gain marginal qui provient d'un état de santé amélioré $((y_h - y_l)\epsilon)$, croit avec ϵ. Il s'agit un "effet de productivité". A l'image du cas simplifié, si la productivité excède $\hat{\epsilon}$, les firmes attirent les travailleurs en bonne

santé qui ne valorisent pas la couverture, d'où une incitation à proposer un salaire élevé non-associé à une couverture. Ceci explique la discontinuité autour $\hat{\epsilon}$ où $c(\hat{\epsilon}_-) > c(\hat{\epsilon})$. Néanmoins, il existe un taux de séparation lié à l'état de santé des personnes en moyenne et mauvaise santé et l'effet "productivité" domine. Ainsi, lorsqu'on approche positivement du seuil $\tilde{\epsilon}$, l'investissement en santé s'accroit jusqu'à ce premier seuil. Au delà de celui-ci, l'investissement en santé croit de nouveau positivement à l'approche du second seuil $\hat{\epsilon}$. $c(\epsilon)$ croit sur l'intervalle $[\tilde{\epsilon}, \hat{\epsilon}]$, puis sur l'intervalle $[\hat{\epsilon}, \overline{\epsilon}]$.



Graphique 1.3 – Relation entre salaire et couverture selon le niveau de productivité

1.6 Conclusion

La principale contribution de ce chapitre est d'expliciter, dans un modèle d'équilibre où il existe une double hétérogénéité, la relation entre financement des dépenses de santé par les entreprises et salaire offert par ces dernières. Nous observons la façon dont elles se comportent face au problème de sélection adverse, représenté par l'impossibilité d'observer l'état de santé des travailleurs au moment de la signature du contrat. Une politique salariale généreuse peut attirer les travailleurs en bonne santé et réduire par la même l'incitation d'investir en santé de la part des firmes. Néanmoins, étant donné

que les firmes ne connaissent pas l'état de santé *ex-ante* des employés, elles ont intérêt à investir pour se protéger contre le risque d'avoir embauché des personnes en mauvaise santé et ainsi, avec une certaine probabilité, escompter accroître leur état de santé et leur performance. Il est important de noter que notre modèle ne tient pas compte de la recherche sur le tas et ne considère que les effets transitoires de l'impact de la couverture santé sur la santé. L'introduction d'une mobilité d'emploi à emploi impliquerait une compétition entre les firmes, qui peuvent avoir intérêt à offrir des salaires plus élevés que le salaire de réserve. Par ailleurs, le lien supposé entre c et l'état de santé part du postulat que la complémentaire entreprise est susceptible de significativement affecter la productivité, via l'état de santé. Cette hypothèse mériterait d'être précisément évaluée empiriquement.

Chapitre 2

Salaire et complémentaires santé : le rôle des préférences des travailleurs

2.1 Introduction

La complémentaire santé [1], finançant 13,3% des dépenses de santé totales en France en 2015, a un statut particulier. En effet, elle prend en charge le remboursement de 3 grandes postes de soins : les soins de villes et transports, les frais liés aux hopitaux et les médicaments. Les soins ambulatoires (ou soins de ville) comprennent les soins effectués en cabinet de ville, en dispensaire, centres de soins ou lors de consultations externes d'établissements hospitaliers publics ou privés. Ils se composent des soins dispensés au titre de l'activité libérale par les médecins et les spécialistes [2], les actes d'analyse effectués en laboratoire et des soins dispensés en cures thermales. Ces coûts en santé peuvent s'avérer conséquents et tendent à prendre une importance de plus en plus grande dans le remboursement des soins, donnant un rôle à jouer accru aux complémentaires. La loi entrée en vigueur au 1er Janvier 2016 obligent les entreprises privées à proposer une complémentaire à leurs salariés au moment de l'embauche. [3]. Si nous avons analysons l'impact potentiel de cette réforme sur l'état de santé et la probabilité d'arrêts maladie à travers les chapitres 3 et 4, nous souhaitons expliquer pourquoi l'offre de complémentaire est différente suivant la structure de la firme. En effet, sur données PSCE 2009, nous observons que 47,1% des petites entreprises (0-9 "salariés) ne proposent pas de complémentaire santé entreprise (CSE) contre seulement 13,6% des entreprises de grandes tailles ("50 salariés et plus").

De nombreux travaux ont tenté de s'intéresser au lien entre présence d'une complémentaire santé et salaire offert. Empiriquement, ces différents articles se focalisent essentiellement sur le marché du travail américain. Depuis le début des années 1980, différents résultats ont émergé. Les principaux travaux empiriques trouvent un lien négatif entre salaire et complémentaire. Si le phénomène de différences compensatrices a été étudié théoriquement (Rosen [1986],Summers [1989]), Eberts et Stone [1985] ont été les premiers à confirmer empiriquement ce phénomène. En utilisant les données concernant

1. Hors Couverture Maladie Universelle complémentaire (CMU-C)
2. Les dentistes et les auxiliaires médicaux (les infirmiers, les kinésithérapeutes, les orthophonistes, les orthoptistes).
3. Le lecteur souhaitant une description détaillée de cette réforme peut se reporter à l'introduction de cette thèse.

les districts scolaires et les enseignants dans l'État de New York au milieu des années 1970, les auteurs explicitent la présence de différences compensatrices importantes pour divers avantages pécuniers. Gruber et Krueger [1990] analysent l'impact de l'augmentation des remboursements légaux des accidents du travail sur la répartition des coûts entre le travailleur et l'employeur. Les résultats indiquent qu'une partie importante de ces coûts employeurs sont transférés au salarié par le biais de salaires plus faibles. Olson [2002] teste cette prédiction pour la couverture collective en modélisant les salaires des femmes mariées employées à plein temps sur le marché du travail. Selon les estimations, les épouses ayant leur propre assurance maladie acceptent un salaire d'environ 20% inférieur à ce qu'elles auraient reçu dans un emploi sans prestations.

Plus tard, des travaux empiriques ont tenté d'estimer l'élasticité de l'offre de couverture selon deux approches. La première approche exploite la variation des primes auxquelles sont confrontées les entreprises pour identifier leur sensibilité aux prix (Feldman *et al.* [1997], Marquis et Long [2001]). Les élasticités estimées varient en fonction des papiers, de -0,1 à -6. La deuxième approche consiste à utiliser la variation des taux d'imposition dans les villes ou les États pour déterminer l'élasticité-prix de l'offre, en demandant essentiellement si les entreprises ayant des subventions fiscales plus élevées à l'achat d'assurance sont plus susceptibles d'offrir une assurance (Leibowitz et Chernow [1992], Gentry et Peress [1994], Royalty [2000]). Les estimations dans cette littérature vont de - 0,63 à - 2,9. Ainsi, des primes d'assurance différentes ente les firmes ou des avantages fiscaux liés à la mise en place d'un contrat santé vont jouer sur l'offre de contrat des entreprises, et ainsi potentiellement sur les salaires.

Un dernier pan de la littérature s'intéresse plus spécifiquement à l'impact du contrat santé sur le marché du travail selon le type de la firme, là encore aux États-Unis. Ainsi, le financement des dépenses de soins de la part des firmes serait à l'origine des inégalités inter-firmes. Dans son rapport annuel, Claxton *et al.* [2015], pour la Kaiser Family Foundation, observent que l'offre de couverture est très significativement différente en fonction de la taille de la firme. Si 57% des firmes n'offrent pas de couverture santé aux

États-Unis, 98% des grandes firmes ($\geq$ 200 salariés) offrent une couverture, seulement 56% des petites firmes ([3-199] salariés) n'investissent pas dans la santé de leurs salariés. Ces résultats, en stagnation depuis 2010, confirment les résultats énoncés auparavant par Morrisey *et al.* [1994]. L'une des premières raisons évoquée pour expliquer cet écart réside dans la différence significative du coût du contrat familial entre les petites firmes et les entreprises de grandes tailles , avec des montants respectifs de $16,625 et $17,938 en 2015. Qui plus est, l'évolution rapide du coût de cette prime (+ 61% depuis 2005 et + 27% depuis 2010) peut expliquer cette stagnation dans les dépenses de santé. Au delà de ce coût, les auteurs donnent trois principales raisons qui poussent les petites firmes à ne pas proposer de complémentaire : elles craignent de devoir retirer des avantages dans le plus long terme, considèrent que l'assurance maladie n'est pas la priorité pour le travailleur et voient la couverture santé comme un "lourd tracas administratif". Selon eux, cette crainte sur le plus long terme doit se traduire par une subvention à la complémentaire santé pour l'employeur garantie sur le long terme, au risque de voir les entreprises supprimer le dispositif. Wellington [2001], DeCicca [2007] et Fairlie *et al.* [2011] vont même plus loin et affirment que ce financement privé lié à l'emploi est une barrière à la création d'entreprise aux États-Unis, phénomène communément appelé *"entrepreneurship lock"*. Madrian *et al.* [1998] examinent cette question en utilisant le SIPP[4] et constatent que l'effet du statut de couverture d'assurance santé sur les transitions vers le travail indépendant est statistiquement significatif. Ce résultat était déjà présent chez Holtz-Eakin *et al.* [1996]. Leurs estimations indiquent que le manque de portabilité de la couverture représente une réduction de 25% de la création d'entreprise. Wellington [2001] utilise une méthodologie d'estimation semblable sur les données de la Current Population Survey et évalue l'impact d'une couverture santé par l'intermédiaire de son conjoint sur la probabilité de créer une entreprise indépendante. Selon ses estimations, une source alternative de couverture santé, par le biais du conjoint, augmenterait la probabilité de création de firmes entre 2,3 et 4,4 points pour les hommes et 1,2 et 4,6 points pour les femmes. D'autres études ont confirmé cette tendance générale, en fonction de l'âge (DeCicca [2007], Zissimopoulos et Karoly [2007]). D'autres recherches

4. Survey of Income and Program Participation

analysent l'impact de la prime d'assurance sur l'offre de complémentaire santé. En effet, l'élément clé qui différencie les firmes entre elles et apporte de l'hétérogénéité dans l'offre de contrat est le montant de la prime d'assurance à assumer pour les firmes, celui-ci dépendant notamment du nombre d'employés au sein de l'entreprise. Monheit et Vistnes [1994] évoquent l'impossibilité pour les entreprises de profiter du "pooling risks" sur lequel peut s'appuyer plus particulièrement les grandes firmes. Les auteurs, dans leur papier, expliquent notamment que le taux de non-couverture plus important chez les petites firmes n'est pas réellement un choix de la part des firmes mais est essentiellement dû à leur structure et au choix des compagnies d'assurance. En effet, bien que l'état de santé des travailleurs des petites firmes ne soit pas différent des grandes firmes, ils observent que les petites firmes sont soumises à des primes d'assurance plus élevées sur le marché de l'assurance, liées à une répartition des risques sur les travailleurs beaucoup plus faibles que chez les grandes entreprises, aux effectifs conséquents. Basé sur le même constat, Kapur [2004] et Kapur *et al.* [2008] montrent des distorsions en terme d'emploi de la main d'oeuvre du fait de cette variabilité de la prime d'assurance. Les travailleurs ayant des coûts de santé élevés sont ainsi moins susceptibles d'être embauchés dans les petites entreprises, qu'elles proposent ou non une couverture santé, et sont davantage présents dans les grandes entreprises. Cutler [1994] et Kapur [2004] insistent sur la différence petite firme/grande firme par le biais du "turnover" au sein des 2 types d'entreprises. Le premier, notamment, observe que les entreprises qui ont un salaire élevé et un plus faible taux de rotation de l'effectif ont une moindre variabilité des primes que les entreprises à bas salaires ou un taux de turnover important. Enfin, Dillender [2014] analyse l'impact de l'*Affordable Care Act* (ACA) sur la variation du salaire chez les juniors sur le marché du travail et constate une augmentation de la rémunération. L'accroissement des salaires s'explique par une augmentation du capital humain et par une plus grande souplesse du marché du travail provenant de personnes qui ont moins à compter sur leur statut sur le marché du travail pour préserver sa santé. De plus, Madrian [1994] avance que la réduction du "job-lock", provenant de la mise en place de l'*ACA*, facilite la mobilité des travailleurs entre les emplois, amenant de meilleurs appariements et des salaires potentiellement plus élevés. Ce phénomène

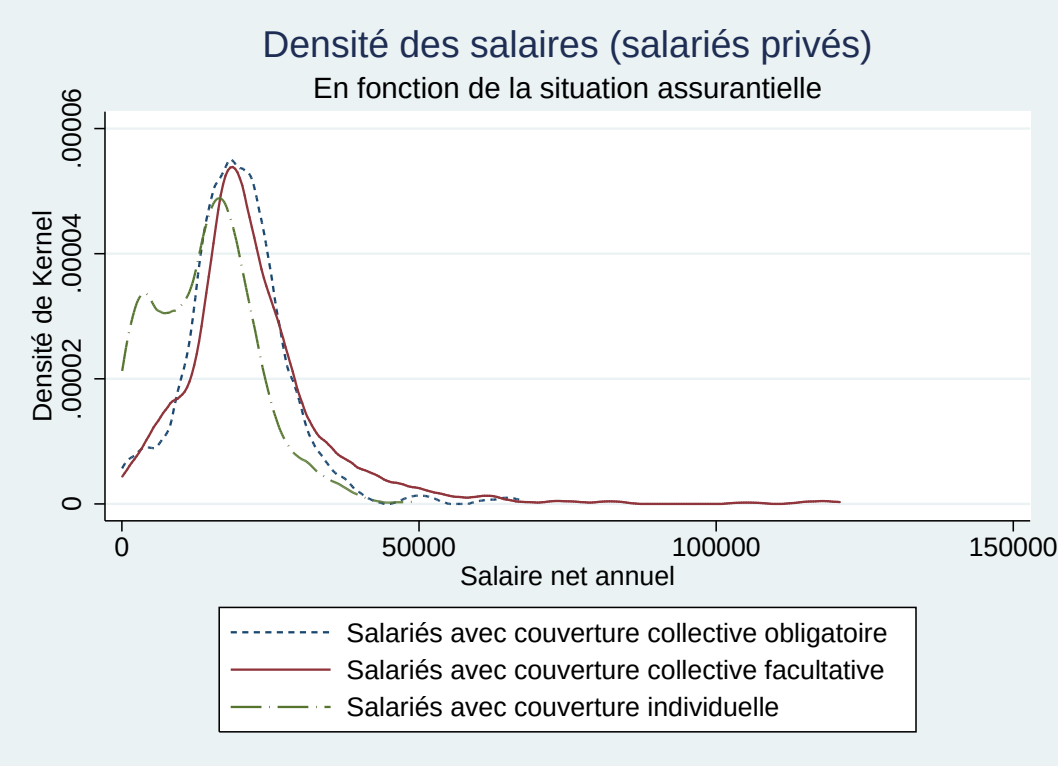
intervient notamment en début de carrière, où l'expérience dans l'emploi et la qualité de l'appariement sont plus faibles. En France, cette relation a été moins étudiée. Lengagne *et al.* [2010], à l'aide des données "Protection Sociale et Complémentaire d'Entreprise" (PSCE), estiment l'impact de la complémentaire sur le salaire en fonction du quartile de salaire offert par l'entreprise. Les auteurs trouvent une substitution entre salaire et prise en charge de l'employeur à partir d'un niveau élevé de prise en charge (aux alentours de 70%). A notre connaissance, c'est le seul travail empirique qui s'est intéressé à cette relation "salaire-complémentaire".

L'objectif de ce chapitre est précisément d'évaluer empiriquement et théoriquement le lien entre salaire et complémentaire santé d'entreprise, en fonction des préférences des agents et de la structure de la firme. Il examine notamment les raisons des différences de couverture des travailleurs en fonction de la taille des firmes, et de leur capacité à soutenir financièrement ce type de dispositif. La section qui suit estime l'impact de la complémentaire santé sur le salaire offert par l'entreprise. De même, nous mettons en avant le rôle des préférences des travailleurs envers la complémentaire santé. Les différents résultats suggèrent que la couverture collective doit être vue dans le cadre français comme un avantage en nature pour le salarié. La section 2.3 apporte une approche théorique pour tenter de déterminer les raisons pour lesquelles les firmes ne proposent pas de complémentaire. Nous nous appuyons sur le cadre défini par Li *et al.* [2013] pour observer les résultats dans le cadre du système français. La section 2.4 conclut.

2.2 Complémentaire et distribution des salaires : une exploration empirique dans le cadre français

Comment sont reliés empiriquement le salaire et la complémentaire ? Quelles sont les préférences des agents pour la complémentaire ou pour le salaire ? Une analyse exploratoire peut-être réalisée grâce aux données PSCE 2009 afin d'évaluer la substitution entre le salaire et la complémentaire. L'enquête "Protection Sociale Complémentaire d'Entre-

prise" (PSCE 2009) est une enquête menée par l'IRDES [5]) et apporte des informations essentielles à la fois sur la complémentaire santé et les salaires offerts par les firmes. Nous savons premièrement si la complémentaire santé détenue par le salarié est dite "individuelle", et donc obtenue par le biais d'une compagnie d'assurance, ou bien "collective" et étant alors obtenue par le biais de l'entreprise. Par la même, nous savons si la couverture d'entreprise est facultative, auquel cas le salarié peut la refuser et se tourner vers une complémentaire individuelle, ou bien obligatoire et non-réfutable par le travailleur. Deuxièmement, nous avons des informations concernant les salaires nets déclarés par les travailleurs et le salaire offert par les firmes [6]. Cette base de données est alors pertinente pour traiter du lien "salaire-complémentaire", tout en ayant à disposition les informations nécessaires sur les structures des firmes.



Graphique 2.1 – Densité des salaires en fonction du type d'assurance

Source : Données PSCE 2009

5. Institution de Recherche et de Documentation en Économie de la Santé

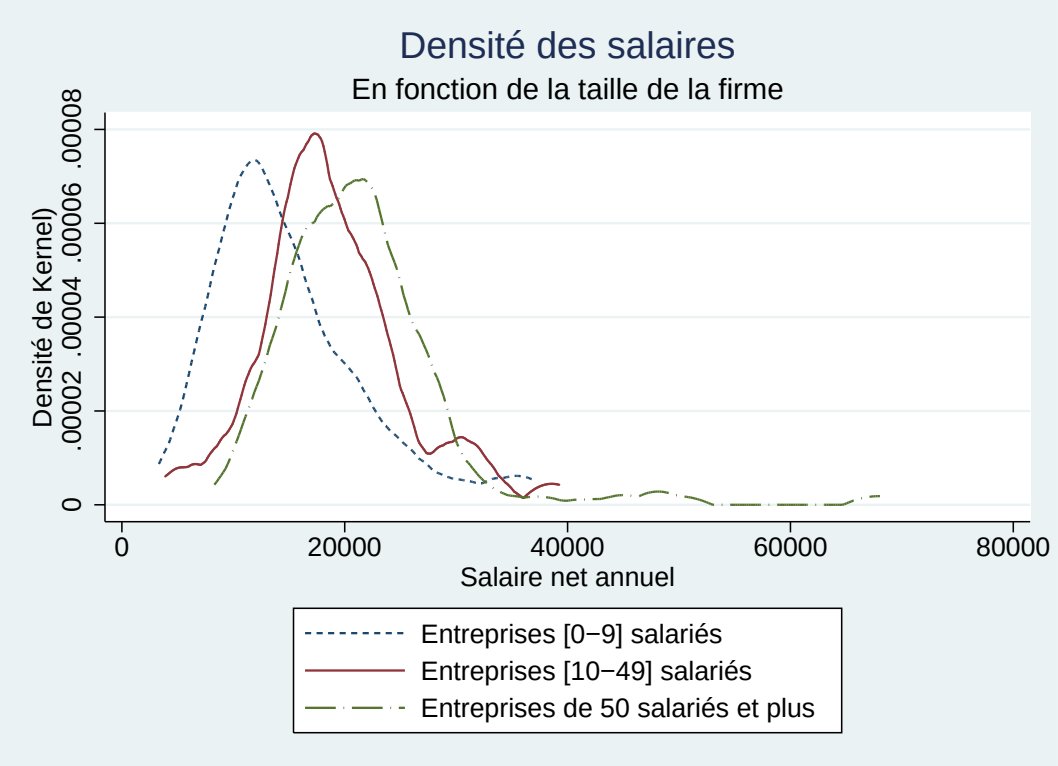
6. Au sein de PSCE, nous avons à disposition le salaire moyen offert dans l'entreprise, ainsi que les valeurs des 1er quartile et 3ème quartile

Le graphique 2.1 représente la densité des salaires pour l'échantillon retenu. Pour cette analyse et la suite de l'étude, nous nous focalisons plus spécifiquement sur les salariés du privé et limitons notre échantillon aux 16-59 ans. Qui plus est, les CSP particulières portant à des secteurs particuliers tels le secteur agricole ou l'artisanat ont été exclues. Nous ôtons également les personnes déclarant avoir accès à plusieurs complémentaires santé et les observations mal renseignées (manquantes et absurdes) sur les principales variables utilisées telles l'état de santé, la détention d'une complémentaire santé, les salaires ou encore le chiffre d'affaires. La courbe en bleu pointillée représente la densité pour les travailleurs possédant une couverture entreprise obligatoire, celle en rouge concerne les travailleurs sous couverture entreprise facultative (mais qui ont donc choisi cette complémentaire), tandis que celle en verte (tirets) regroupe les individus qui ont une couverture hors entreprise, contractée auprès d'une compagnie d'assurance. Ces derniers ne profitent donc pas d'une couverture collective (généralement de meilleure qualité et financée tout ou partie par l'employeur) soit parce que l'entreprise n'en propose pas, soit car le salarié a préféré ne pas la choisir[7]. Si les densités de salaire des détenteurs d'une couverture de groupe obligatoire et facultative sont relativement proches, la densité des salaires pour les personnes sous couverture individuelle se distingue des deux autres. En effet, le fait de posséder une couverture santé facultative amène un glissement vers la gauche de la distribution des salaires, avec une densité plus étalée sur les faibles salaires et une distribution bornée plus rapidement à droite. Ainsi, la relation salaire-couverture pourrait être particulière en France. L'offre d'un contrat santé est souvent associé à un salaire plus élevé.

Qui plus est, l'offre de salaire de la part de l'employeur semble particulièrement différente lorsque les firmes sont différenciées par taille. Le graphique 2.2 détaille la densité des salaires en fonction du nombre d'employés structurant la firme. Ainsi, les petites entreprises avec un effectif inférieur à 10 travailleurs ont une densité des salaires beaucoup plus concentrée à gauche, comparativement aux firmes à effectif plus large. Un pan de la littérature s'intéresse à cette relation, communément appelée "Firm Size

7. Ici, les personnes qui sont couvertes par le biais de la couverture collective du conjoint ne sont pas prises en compte.

Wage Effect" (FSWE), et trouve généralement un salaire plus élevé lorsque la taille augmente, que le pays soit développé (Brown et Medoff [1989], Schwimmer [2006], Gibson et Stillman [2009]) ou non développé (Strobl et Thornton [2002]).



Graphique 2.2 – Densité des salaires en fonction de la taille des firmes

Source : Données PSCE 2009

Néanmoins, il est nécessaire d'aller au delà de ces statistiques en estimant les variables qui peuvent influer sur le salaire de l'individu. En effet, il est important de savoir si cette différence dans les salaires offerts selon les firmes provient de la structure même de l'entreprise (taille, secteur d'activité...) ou plutôt des caractéristiques individuelles des travailleurs appartenant à cette même entreprise. Au sein de l'enquête PSCE, des renseignements sont apportés sur le salaire net des enquêtés, le(s) type(s) de complémentaire(s) santé collective(s) au(x)quel(s) ils ont accès et la part de prise en charge de la part de l'employeur. Grâce aux différentes variables sur le montant des garanties, il est aussi possible d'esquisser un indice de qualité de la complémentaire proposée. La qualité du contrat santé se base ici principalement sur le remboursement en optique et en dentaire, les deux dépenses les plus coûteuses pour l'individu, prises en charge essentiellement

par la complémentaire. 4 niveaux sont créés[8] : faible en optique et dentaire, moyen en optique et dentaire, fort en optique, fort en optique et dentaire.

Le tableau 2.1 explicite les différents déterminants du salaire net de l'individu. Les modèles utilisés sont des modèles de régression linéaire simple, avec le logarithme du salaire net du travailleur en variable expliquée. Grâce aux données utilisées, il est possible d'avoir accès aux caractéristiques individuelles personnelles (âge, sexe, état de santé déclaré...) et professionnelles de l'enquêté (CSP, contrat de travail, ancienneté...). Il nous est alors possible d'utiliser ces différentes informations pour choisir les variables explicatives. Le modèle (1) est estimé sur l'ensemble des individus couverts par une complémentaire, qu'elle soit collective ou individuelle. Le second modèle se concentre lui essentiellement sur les personnes possédant une complémentaire santé d'entreprise. L'idée est de voir, à l'aide du modèle (2), si le taux de cotisation employeur, la qualité de la complémentaire[9] ou le caractère obligatoire de la couverture collective influent sur le salaire net. Pour chacune de ces régressions sont ajoutées les variables explicatives qui peuvent jouer un rôle significatif sur ce salaire reçu. Plusieurs d'entre elles jouent fortement. Ainsi, avancer dans l'âge, un niveau d'études supérieur, le fait d'être un homme ou encore appartenir à une CSP plus élevée jouent positivement et significativement sur le salaire. Les résultats correspondent à ceux trouvés majoritairement dans la littérature empirique concernant ce sujet (Lhéritier [1992], Bhattarai *et al.* [2000], Fox et Oviedo [2008]) lorsque les déterminants individuels du salaire du travailleur sont étudiés. De même, un individu en bonne santé aura tendance à avoir un salaire net plus important. Surtout, le lien entre salaire net et couverture collective est particulier. Ainsi, le modèle (1) nous indique que la présence d'une CSE tend à augmenter le salaire net offert à l'individu de 5,6%. Qui plus est, le modèle (2) indique qu'une qualité de contrat élevée tend à se traduire par un salaire net plus important. La complémentaire santé peut s'interpréter, par le biais de ce résultat, comme un avantage supplémentaire auquel l'employé peut accéder au moment de son contrat, à l'image des différents avantages en

8. Je remercie Marc Perronnin pour ces conseils visant à construire cet indice.
9. Les niveaux de garanties étant fournis seulement par les entreprises, nous pouvons utiliser cette variable essentiellement pour les contrats collectifs.

nature ou autres avantages monétaires proposés par les firmes pour attirer les salariés.

Tableau 2.1 – Déterminants du logarithme du salaire net de l'individu

VARIABLES	Modèles à régression linéaire simple	
	CSE + couverture individuelle (1)	Travailleurs avec CSE (2)
Effectif		
0-9 salariés	0.0120	-0.00439
10-49 salariés	0.0372	0.0440
50 salariés et plus	Réf	Réf
Posséder une complémentaire...		
... collective	0.0561***	-
... obligatoire	-	-0.0138
Taux de cotisation employeur (%)		
[0,25[	-	Réf
[25,50[	-	-0.0452
[50,75[	-	0.0269
[75,100]	-	-0.0185
Qualité de la complémentaire santé		
Faible en optique et dentaire	-	Réf
Moyen en optique et dentaire	-	0.0638*
Fort en optique	-	0.0589**
Fort en optique et dentaire	-	0.0823***
Ancienneté	0.00201**	0.00225
Age	0.0484***	0.0468***
Age au carré	-0.000510***	-0.000494***
Contrat de travail précaire	-0.156***	-0.0582
Être un homme	0.137***	0.151***
Bon état de santé	0.0453***	0.0448***
Éducation		
Aucun diplôme/CEP/BDC	-0.0982***	-0.0654**
CAP/BEP	Réf	Réf
Baccalauréat	0.0401**	-0.0132
$\leq$ Bac+2	0.109***	0.0935***
$>$ Bac+2	0.193***	0.133***
CSP		
Ouvriers	Réf	Réf
Employés	0.310***	0.424***
Cadres	0.464***	0.581***
Secteur d'activité		
Construction	Réf	Réf
Industrie	-0.0561***	-0.0142
Services	-0.0640***	-0.0109
R^2	0.505	0.598
Nombre d'observations	1,554	678

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
Source : PSCE (2009)

Il est possible de se focaliser plus spécifiquement sur les préférences des travailleurs concernant le salaire et la complémentaire en fonction de leurs caractéristiques personnelles et professionnelles. Quelques travaux empiriques se sont intéressés à ce phénomène de préférence, encore essentiellement aux États-Unis. Goldstein et Pauly [1976] ont d'abord examiné explicitement la relation entre les préférences des employés en matière d'assurance maladie et leur disponibilité sur le lieu de travail. En considérant la couverture santé comme un bien public local, ils expliquent que l'équilibre du marché du travail serait caractérisé par des groupes de travailleurs aux préférences homogènes qui choisiraient des emplois conformes à ces mêmes préférences. Pauly [1986] fait également valoir que le "tri" des travailleurs sur le marché du travail en termes de préférences peut également résulter de l'exonération des cotisations employeur du revenu imposable des employés. Enfin, Feldman *et al.* [1997] énoncent que la décision des TPE d'offrir une couverture est influencé par les préférences des travailleurs. En effet, les entreprises s'adaptent et, en ne proposant pas de couverture, ces derniers attirent les personnes qui ne valorisent pas la complémentaire. Selon les auteurs, les travailleurs des entreprises qui ne fournissent pas de contrat santé ont tendance à être jeunes et à faible salaire. Ainsi, ils préfèrent un dollar supplémentaire de revenu salarial au rendement incertain d'un dollar alloué à la couverture.

Ce phénomène se produit-il dans le cadre français ? Dans l'enquête menée par l'IRDES, on pose, aux travailleurs qui possèdent une CSE, la question : "Si vous aviez le choix, préféreriez-vous que votre employeur n'offre plus de complémentaire santé et, qu'en contrepartie, il augmente votre salaire ?". On peut observer les différents déterminants qui influent sur les préférences de l'individu concernant le contrat que la firme pourra lui proposer à l'embauche. Le tableau 2.2 résume les résultats trouvés. Le modèle présenté est un modèle Probit, plus adapté aux variables qualitatives. La variable explicative est une variable binaire, qui prend la valeur 1 si l'individu interrogé préfèrerait une hausse de salaire en contrepartie de l'absence d'un contrat santé. Nous observons que plusieurs variables ont un impact positif et significatif sur la préférence pour le salaire. Le secteur d'activité, lié essentiellement à l'environnement de la firme, joue sur ces mêmes

préférences. Appartenir aux secteurs des services et de l'industrie tendent à amener une préférence pour le salaire, comparativement au secteur de la construction. Au delà de l'environnement, qui impacte le contrat proposé, la qualité du contrat et le taux de prise en charge par l'employeur jouent positivement un rôle. Ainsi, se voir proposer la qualité maximale du contrat santé (fort en optique et en dentaire) et avoir un taux de prise en charge compris entre 75% et 100% tend à réduire fortement la préférence pour le salaire, de 7,7 et 12,3 points de pourcentage, respectivement. De même, appartenir au 5ème quintile de salaire réduit la préférence pour un supplément de salaire au détriment de la complémentaire. Qui plus est, notre modèle indique une préférence pour le salaire réduite lorsque l'état de santé déclaré de l'individu augmente. [10] [11] Ainsi, un état de santé accrue tend à amener les travailleurs à préférer la complémentaire santé, au détriment d'un surplus de salaire. Deux raisons peuvent expliquer cette idée, qui peuvent sembler contre-intuitive. Premièrement, on peut légitimement supposer que les dépenses de soins financées par la couverture ne sont pas les principaux déterminants de l'état de santé déclaré par l'individu. Deuxièmement, le coût de la complémentaire dépendant de la qualité de la prestation, les personnes avec un salaire plus élevé peuvent se permettre de privilégier une complémentaire plus coûteuse, permettant ainsi des remboursements de soins plus élevés (comme celles généralement proposer par les complémentaires entreprises), et donc des prestations de plus grandes qualités. A contrario, les enquêtés se déclarant en mauvaise santé, plus touchés par des problèmes physiques ou mentaux, privilégieront davantage le salaire à la complémentaire s'ils avaient le choix. A salaire égal, ils pourront ainsi mieux utiliser le salaire disponible pour adapter leurs dépenses de soins à leur état de santé plus fragile, en acceptant par exemple des prestations inférieures sur les soins optiques et dentaires et en préférant utiliser le reste du salaire pour des prestations plus utiles à leur propre état de santé (visite chez le médecin, chez le spécialiste, consommation de médicaments...). En d'autres termes, la complémentaire peut alors être vue comme un bien de luxe : le gain marginal de la couverture augmente

10. Dans l'enquête PSCE 2009, la variable disponible pour observer l'état de santé de l'individu est une variable déclarative, allant de "très mauvais" à "très bon".

11. Si la variable d'état de santé déclarée amènent souvent des doutes quant à sa fiabilité, elle reste néanmoins la variable d'état de santé la plus utilisée dans les enquêtes et reste un bon prédicteur de la mortalité (Idler et Benyamini [1997]) et de la consommation de soins (DeSalvo *et al.* [2005])

au fur et à mesure que le salaire croît.

Cette première partie nous permet d'apporter un éclairage sur la place de la complémentaire collective par rapport au salaire offert et aux préférences des travailleurs. Premièrement, la couverture doit-être vue comme un avantage en nature. Les travailleurs au salaire plus élevé ont une préférence accrue pour la complémentaire santé. La participation de l'employeur à cette complémentaire santé joue un rôle à la fois dans la préférence des agents mais aussi sur la substituabilité salaire/complémentaire. Enfin, la qualité de la complémentaire joue aussi un rôle crucial. Dans les données, une complémentaire de bonne qualité est souvent associée à un salaire plus élevé et une prise en charge de la prime d'assurance importante de la part de l'entreprise. Il est intéressant d'observer quelles sont les raisons qui peuvent pousser les entreprises à adopter ou non ce dispositif lorsqu'ils ne sont pas contraint de le faire.

La prochaine section tente d'apporter un éclairage cette fois-ci théorique, en s'appuyant sur des hypothèses adaptées au modèle français et appuyées sur les faits empiriques décrits.

Tableau 2.2 – Préférence pour un salaire plus élevé, sans CSE

VARIABLES	Modèle Probit (effets marginaux)
Effectif (Réf=10-49 salariés)	
0-9 salariés	0.0628
	(0.0417)
50 salariés et plus	-0.00432
	(0.0321)
Qualité de la complémentaire santé (Réf= Faible en optique et dentaire	
Moyen en optique et dentaire	-0.0557
	(0.0364)
Fort en optique	0.00757
	(0.0426)
Fort en optique et dentaire	-0.0769**
	(0.0368)
Taux de cotisation employeur(%) (Réf=[0,25[)	
[25,50[	-0.0567
	(0.0447)
[50,75[	-0.135**
	(0.0582)
[75,100]	-0.123***
	(0.0331)
Couverture obligatoire (Réf=facultative)	0.0569**
	(0.0277)
Age (Réf=25-49 ans)	
16-24 ans	0.00519
	(0.0584)
50 ans et plus	-0.0261
	(0.0343)
Contrat de travail précaire	0.0203
Être un homme	0.00693
CSP (Réf=Ouvriers)	
Employés	0.0897*
	(0.0506)
Cadres	0.0484
	(0.0561)
Salaire (Réf=1er quintile)	
2ème quintile	-0.0565
	(0.0482)
3ème quintile	-0.0434
	(0.0525)
4ème quintile	-0.0568
	(0.0525)
5ème quintile	-0.105**
	(0.0517)
Secteur d'activité (Réf=Construction)	
Industrie	0.102**
	(0.0477)
Services	0.0700*
	(0.0416)
État de santé déclaré	-0.0433***
	(0.0166)
Nombre d'observations	712

Écart-type entre parenthèses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
Source : PSCE (2009)

2.3 Une approche théorique avec hétérogénéité des préférences

L'objectif est de déterminer qualitativement la politique jointe d'offre de salaire et de complémentaire de la firme, en fonction des préférences des travailleurs vis à vis de la complémentaire et de la structure de la firme. Quels seraient les avantages pour les salariés à recevoir une complémentaire collective et pour les entreprises d'en proposer une ? Du point de vue du travailleur, le premier gain provient de la qualité de la complémentaire, généralement plus élevée dans le cadre du contrat collectif. De plus, le coût de la complémentaire peut-être réduit par la prise en charge partielle ou totale du contrat par la firme. Pour l'entreprise, les gains peuvent d'abord se mesurer en termes de productivité, par la baisse de l'absentéisme de long terme et des salariés moins malades. Ces hypothèses seront questionnées dans la partie suivante. Qui plus est, comme indiqué précédemment, cette complémentaire entreprise est davantage appréciée par les travailleurs aux salaires élevés. La proposer peut donc être un moyen de les attirer. Contrairement au salaire qui ne se traduit par aucune exonération, le contrat collectif se traduit par des baisses de charges pour les salariés qui en possèdent une, et donc un coût par travailleur plus faible. Enfin, il n'existe aucun coût à proposer une complémentaire s'il existe une parfaite substitution avec le salaire. Une substitution forte réduit donc indirectement le coût de celle-ci. Nous proposons ici une version du modèle de Li *et al.* [2013] adaptée au cas français pour discuter du lien entre salaire offert et complémentaire entreprise, conditionnellement aux préférences des travailleurs.

2.3.1 Les hypothèses

Les travailleurs sont averses au risque et maximisent leur utilité, $U(w, c, \psi(e))$. Celle-ci dépend du salaire offert w à l'individu (diminué d'une taxe τ), de la complémentaire associée c et de la désutilité à l'effort $\psi(e)_i$. Les travailleurs se distinguent par leur état de santé, i, qui peut être bon (G) ou mauvais (B). A effort e donné, la désutilité est plus importante pour une personne en mauvaise santé, $\psi(e)_B > \psi(e)_G$. Nous supposons

que l'agent peut fournir un effort élevé, associé à une désutilité qui dépend de l'état de santé de celui-ci, ou ne fournir aucun effort [12]. Les fonctions valeurs d'un travailleur produisant un effort élevé (E_i^H) et un effort faible (E_i^L) s'écrivent :

$$E_i^H = h_i U[(1-\tau)w - a\pi c] + (1-h_i)U(c) - \psi_i(e) \tag{2.1}$$

$$\begin{aligned} E_i^L = (1-p)h_i U[(1-\tau)w - a\pi c] + (1-h_i)U(c) + p\{\mu U(z) + \\ (1-\mu)\lambda\{h_i U[(1-\tau)w - a\pi c] + (1-h_i)U(c)\} + (1-\lambda)U[(1-\tau)w]\} \end{aligned} \tag{2.2}$$

La fonction, additive séparable, est une fonction souvent utilisée dans la littérature (Barmby et Stephen [2000], Pollak [1967], Zou [1997]). L'individu qui ne produit aucun effort, une fois embauché, peut-être détecté comme tricheur avec une probabilité p (du fait d'un coût de monitoring, k, pour l'entreprise) et est licencié. Dans ce cas, il a une probabilité μ de rester au chômage et une probabilité $1-\mu$ de trouver un emploi. Après ce licenciement, le chômeur peut soit retrouver un emploi, avec une probabilité p, soit rester au chômage avec une probabilité $(1-p)$. La différence intéressante entre les firmes est représentée par le π, explicitant la prime d'assurance à payer pour la complémentaire santé d'entreprise. Dans notre cadre, cette prime d'assurance, qui peut-être différenciée, représente l'hétérogénéité en termes de productivité et de capacités financières de la firme. Plus la capacité financière de la firme est élevée, plus celle-ci peut proposer un contrat santé de meilleure qualité, négocié avec la compagnie d'assurance. Cette prime π dépend donc typiquement de la taille de la firme. Nous supposons que les firmes choisissent ou non de proposer un contrat santé. Qui plus est, les firmes peuvent proposer un financement tout ou partiel de ce contrat, représenté par $(1-a)$. Le RAC du contrat pour le salarié vaut donc a. Avec une probabilité $(1-\lambda)$, le travailleur rencontre une entreprise qui ne finance pas la couverture collective. Nous supposons ici, au contraire de l'hypothèse traditionnellement utilisée dans la littérature (Feldman *et al.* [1997], Li *et al.* [2013]) que les travailleurs de type G valorisent davantage la complémentaire que les personnes de type B ($(1-h_G) > (1-h_B)$). Cette hypothèse, si elle est discutable au

12. Représenter un effort continu ne modifie pas les intuitions qualitatives du modèle (Shapiro et Stiglitz [1984])

regard de la littérature, est en ligne avec la discussion empiriquement effectuée pour le cas français dans la section précédente (tableau 2.2). En effet, lors de l'analyse des préférences pour la complémentaire, nous observons que l'individu qui déclare un état de santé plus dégradé (élevé) privilégie significativement le salaire (la complémentaire) à la CSE (au salaire). L'aspect "bien de luxe" est alors représenté par cette hypothèse.

2.3.2 Salaire, complémentaire et CNT

L'équation 2.2 peut-être simplifiée, en mettant en facteur les différents paramètres p, λ et μ :

$$E_i^L = (1-p+p\lambda-p\mu\lambda)\{h_iU[(1-\tau)w-a\pi c]+(1-h_i)U(c)\}+p(1-\mu)(1-\lambda)h_iU[(1-\tau)w]+h_ip\mu U(z) \tag{2.3}$$

La première étape consiste à chercher la Condition de Non-Triche (CNT). Celle-ci permet de s'assurer que fournir un effort élevé apporte au moins autant d'utilité que produire un effort faible. On obtient :

$$\begin{aligned}&(1-\lambda+\mu\lambda)p\{h_iU[(1-\tau)w-a\pi c]+(1-h_i)U(c)\}\\&-(1-\mu)(1-\lambda)pU[(1-\tau)w]-p\mu U(z)-\psi_i(e)\geq 0\end{aligned} \tag{2.4}$$

L'équation 2.4 décrit ainsi tous les points dans le plan (w,c) tels que $E_i^H \geq E_i^L$. Quelle forme prend cette CNT ? Elle est déterminée en dérivant totalement l'équation 2.4 par rapport à w et c :

$$\begin{aligned}&p\{(1-\lambda+\mu\lambda)h_iU'[(1-\tau)w-a\pi c]-(1-\mu)(1-\lambda)U'[(1-\tau)w]\}dw\\&+\{(1-\lambda+\mu\lambda)(1-h_i)U'(c)-a\pi h_iU'[(1-\tau)w-a\pi c]\}dc\end{aligned} \tag{2.5}$$

On peut calculer $\frac{dc}{dw}$, pour observer comment varie l'offre de couverture lorsqu'on décide d'augmenter d'une unité le salaire offert :

$$\frac{dc}{dw} = -\frac{h_i\{(1-\lambda+\mu\lambda)U'(w-a\pi c)-(1-\mu)(1-\lambda)U'[(1-\tau)w]\}}{(1-\lambda+\mu\lambda)\{(1-h_i)U'(c)-a\pi h_iU'[(1-\tau)w-a\pi c]\}} < 0 \tag{2.6}$$

Ceci souligne l'existence d'un arbitrage entre c et w. Il est possible de déterminer la forme finale de la courbe CNT :

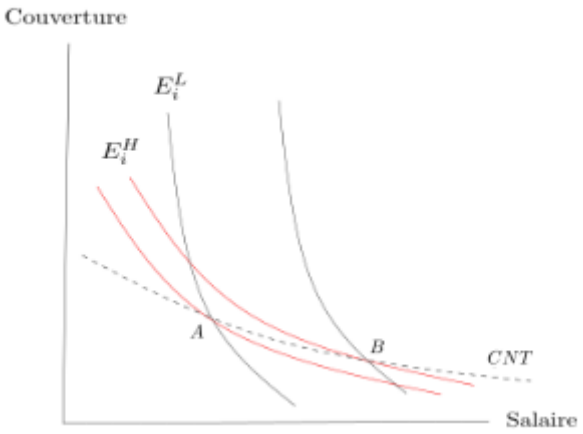
$$\frac{d^2c}{dw^2} = -\frac{(1-\tau)^2(1-\mu)(1-\lambda)h_iT}{(1-\lambda+\mu\lambda)\{(1-h_i)U'(c) - a\pi h_iU'[(1-\tau)w - a\pi c]\}^2} \tag{2.7}$$

Avec :

$$T = U''[(1-\tau)w - a\pi c]\{\frac{(1-\lambda+\mu\lambda)}{(1-\mu)(1-\lambda)}(1-h_i)U'[c] - a\pi U'[(1-\tau)w]\}$$
$$-U''[(1-\tau)w] \times \{(1-h_i)U'(c) - a\pi h_iU'[(1-\tau)w - a\pi c]\}$$

Quelles sont les premières implications ? Sachant $\frac{dE_i^H}{dc} > 0$, l'équation 2.6 prend une valeur négative et la courbe est décroissante. Les travailleurs ont une utilité espérée élevée grâce à un salaire élevé mais une couverture santé plus faible, pour maintenir la CNT. Pourquoi ? Lorsque la part de la couverture s'accroît, le revenu disponible est réduit. En effet, l'utilité attendue diminue si les points sur la CNT se situent vers le haut et vers la gauche. Le graphique 2.3 représente la forme des fonctions valeurs. Il s'agit de déterminer la forme de la CNT, passant par définition par l'ensemble des points vérifiant $E_i^H = E_i^L$. L'ensemble des points au-dessus de la CNT représente ainsi les contrats pour lesquels l'individu ne triche pas.

Graphique 2.3 – Forme générale de la CNT, pour $i = b, g$

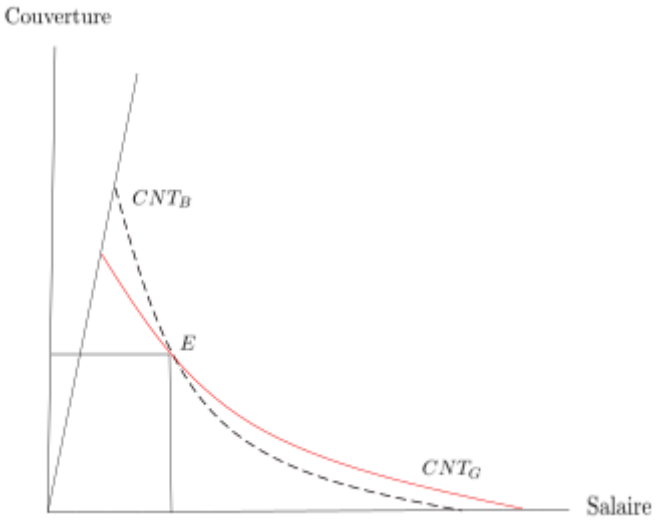


La forme de la CNT peut-être déterminée en observant le comportement de l'équation 2.6. Dès lors, lorsque la préférence pour le salaire augmente. On obtient :

$$\frac{\partial \frac{dc}{dw}}{\partial h_i} = -\frac{(1-\tau)U'(c)\{(1-\lambda+\mu\lambda)U'[(1-\tau)w-a\pi c]-(1-\mu)(1-\lambda)U'[(1-\tau)w]\}}{(1-\lambda+\mu\lambda)\{(1-h_i)U'(c)-a\pi h_i U'[(1-\tau)w-a\pi c]\}^2} < 0 \quad (2.8)$$

L'intuition est la suivante. Plus la préférence pour le salaire (h_i) est élevée, plus la CNT est pentue. Ainsi, à effort donné, les individus valorisant plus fortement le salaire que la complémentaire seront prêt à céder plus de complémentaire pour obtenir un euro supplémentaire de salaire. Le graphique 2.4 représente le cas où le travailleur en bonne santé valorise davantage la complémentaire santé. L'ensemble des contrats au dessus de la CNT_B (resp. CNT_G) seront choisit par les personnes en mauvaise santé (resp. bonne santé).

Graphique 2.4 – Forme générale de la CNT, pour $i = b, g$



2.3.3 Le choix optimal de l'entreprise

L'objectif est d'observer pour quelles raisons certains entreprises décident de ne pas proposer de complémentaire. Comme indiqué dans la section empirique et dans les principaux travaux, la complémentaire santé est davantage associée à un avantage en nature. Nous considérons ici que le fait de proposer une couverture n'est pas associé à un

gain de productivité pour la personne en mauvaise santé, ce qui constitue une hypothèse alternative à celle formulée dans le chapitre 1. Rappelons que la deuxième partie de cette thèse reviendra d'un point de vue empirique sur ces hypothèses. Le but de la firme est de minimiser le coût de chaque employé, sous la CNT. Le programme s'écrit :

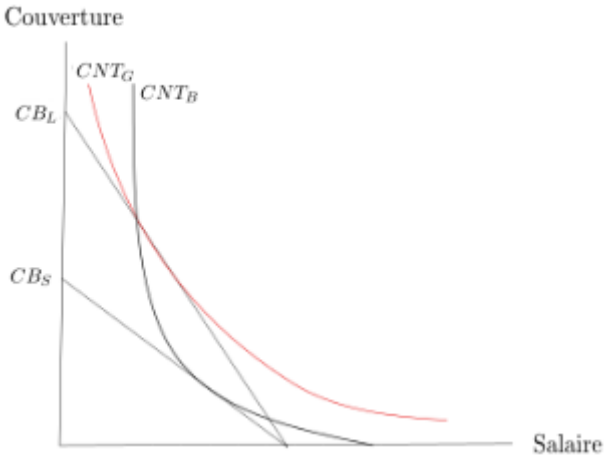
$$\min \quad BL = [w + (1-a)\pi c + k] \tag{2.9}$$

$$s.c. \quad E_i^H \geq E_i^L \tag{2.10}$$

$$w \geq \widehat{w}, s \geq 0 \tag{2.11}$$

où le terme $(1-a)\pi$ représente le coût unitaire de la complémentaire. Si $a = 0$, la complémentaire est financée intégralement par la firme. Il existe également un coût de monitoring pour vérifier le niveau d'effort de chaque salarié. Du côté des contraintes, il existe à la fois une contrainte d'incitation et une contrainte de participation, assez classiques dans le cadre d'une relation Principal-Agent. En effet, pour que les deux types B et G participent au contrat, il est nécessaire que l'utilité d'être dans l'entreprise soit supérieure au salaire de réserve, soit $w \geq \hat{w}$. Surtout, il est nécessaire que l'utilité retiré d'un effort élevé soit supérieure à l'utilité qui provient d'un effort faible, d'où $E_i^H \geq E_i^L$, pour inciter l'individu à effectuer un effort élevé.

Graphique 2.5 – Contrats optimaux possibles



Le graphique 2.5 illustre les contrats optimaux possibles pour des firmes de différentes tailles. Cette différence est représentée par π. Plus π est élevé, plus le coût de la complémentaire est important aux yeux de la firme. Ainsi, les firmes aux capacités financières plus faibles (en France, les TPE) ont, graphiquement, une contrainte budgétaire plus plate (CB_S) que les firmes aux capacités financières plus élevées (CB_L). Que constate-t-on ? Dans ce cadre, les TPE ont tendance à davantage attirer personnes en mauvaise santé. Pourquoi ? Avec $h_B > h_G$, les salariés en mauvaise santé privilégient les entreprises qui ne proposent pas de complémentaire. Dans le cadre français, avec les difficultés plus importantes des TPE à mettre en place une complémentaire, notamment du fait de la contrainte budgétaire resserrée, il existe un point de tangence entre l'utilité de ce travailleur et la contrainte budgétaire d'une petite entreprise. On peut s'interroger sur la pertinence empirique de ce résultat, i.e du poids de la contrainte budgétaire et le rôle de la taille de l'entreprise. Une différenciation des firmes par le chiffre d'affaires déclaré peut montrer l'importance de la contrainte financière dans le choix ou non de proposer une complémentaire santé. Les données PSCE étant appariées aux données DADS, nous distinguons, au delà de la taille, les entreprises entre elles par la tranche de chiffres d'affaire annuel [13]. à laquelle elles appartiennent. Nous prenons le seuil de 2 millions d'euros, critère nécessaire en dessous duquel doit-être une firme comprenant moins de 10 salariés pour être considéré comme une TPE au sens strict. Au sein de l'échantillon, 69% des firmes employant moins de 10 salariés sont concernés par ce seuil, contre 35% des entreprises de [10-49] salariés et seulement 3% des entreprises de plus de 50 salariés. Les résultats sont exposés dans le tableau 2.3. Différencier les entreprises par le CA est associé à un écart d'état de santé des travailleurs significatif. Toutes tailles d'entreprise confondues, le travailleur appartenant à une entreprise dont le CA est inférieur à 2 millions d'euros déclare, en moyenne, un état de santé significativement plus faible de 9 points. En différenciant par taille d'entreprises, on constate que la différence n'est pas significative entre les TPE. Ceci peut s'expliquer par le fait que l'état de santé chez ces dernières, quelque soit le CA, est significativement plus faible que pour les entreprises

13. Le bilan de la firme et sa situation financière eut été plus explicite pour exprimer la situation réelle de l'entreprise, mais le CA est le seul critère réellement pertinent présent dans PSCE pour évoquer le caractère financier.

aux effectifs plus grands. Chez les entreprises composées de 10 à 49 salariés, l'état de santé déclaré est significativement plus faible pour un CA inférieur à 2 millions d'euros. De plus, l'offre de complémentaire santé varie significativement en fonction de la taille des entreprises, mais aussi en fonction des capacités financières de ces dernières. Si, toutes tailles confondues, l'offre de complémentaire chez les entreprises au CA inférieur au seuil n'est que de 35%, elle atteint 60% chez les firmes au CA supérieur à 2 millions d'euros. Plus la taille de l'entreprise augmente, plus l'écart d'offre de complémentaire est criant. Ainsi, les firmes dépassant le seuil sont 75% à proposer un contrat collectif, contre seulement 6% pour les entreprises au CA plus faible. Si cette statistique reste purement descriptive, elle permet de mettre en avant un point crucial : la taille et la capacité financières semblent être deux déterminants essentiels à la mise en place ou non d'une CSE. Les entreprises de petites tailles et/ou à faible capacités financières ont intérêt à seulement proposer un salaire (la complémentaire n'étant pas valorisée par l'individu en mauvaise santé et coûteux pour l'entreprise).

Sachant cela, quelles peuvent-être les répercussions de la généralisation de la couverture au 1er Janvier 2016 ? Les firmes qui ne proposaient pas de contrat santé avant la réforme ont intérêt à proposer le panier de soins minimal imposé par la loi après son entrée en vigueur, pour minimiser ses coûts. Du côté des travailleurs, l'accès à une complémentaire obligatoire empêche le salarié de choisir une complémentaire adaptée à ses besoins. Ainsi, le travailleur souhaitant une complémentaire de qualité supérieure se tournera vers les surcomplémentaires et subira un coût plus élevé que celui payé avant la réforme.

Tableau 2.3 – État de santé et pourcentage de CSE (%) en fonction du CA et de la taille de la firme

VARIABLES	**[0-9 Salariés]**		**[10-49 Salariés]**		**[50 Salariés et plus]**		**Toutes tailles confondues**	
	État de santé	% CSE	État de santé	% CSE	État de santé	% CSE	État de santé	% CSE
$<$ à 2 millions d'€	4.31	33%	4.19	41%	4.23	6%	4.27	35%
$\geq$ 2 millions d'€	4.31	36%	4.37	52%	4.38	75%	4.36	60%
Différence	0	0.03	0.18***	0.11***	0.15	0.68***	0.09***	0.25***
Observations	703		700		610		2013	

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
Champ : Salariés du privé (N=2013)
Source : PSCE 2009, calculs des auteurs

2.4 Conclusion

Ce chapitre vient notamment proposer une approche théorique du lien complémentaire/salaire alternative à celle du chapitre précédent. Il souligne le rôle des préférences des travailleurs vis à vis de la CSE en fonction de leur état de santé, mais aussi l'importance de l'hétérogénéité des firmes. Deux grandes sections ont été présentées. La première section s'appuie sur les données PSCE 2009, déjà utilisées dans le chapitre 4 et exploitées cette fois-ci pour observer la relation ambiguë entre le salaire et la complémentaire santé d'une part, et les préférences des travailleurs envers cette même complémentaire, en fonction des caractéristiques personnelles et professionnelles. Dans un premier temps, nous observons les déterminants du logarithme du salaire net de l'individu, afin d'observer la forme que prend la relation "salaire-couverture santé" dans le cadre français. Nous constatons que les différences de salaires offerts en fonction de la taille des firmes proviennent essentiellement des différences de caractéristiques individuelles des travailleurs au sein de celles-ci. Surtout, nous constatons que l'offre positive d'une CSE s'accompagne généralement d'un salaire net plus important d'environ 5,6%. En se focalisant sur les détenteurs de la CSE, nous constatons que la qualité de la complémentaire et le taux de cotisation employeur sont positivement corrélés à l'offre de salaire. Cette particularité, en inadéquation avec la littérature traditionnelle en économie du travail et de la santé, provient du caractère particulier de la complémentaire santé. A ce titre, la complémentaire est davantage valorisée pour les hauts salaires et les personnes en bonne santé, qui plus est lorsque la qualité de la complémentaire est importante. Dans un second temps, nous analysons les déterminants des préférences des travailleurs en termes de CSE. En effet, l'enquête PSCE demande aux travailleurs qui possèdent une CSE s'il préférerait ne pas avoir de couverture collective en contrepartie d'un salaire plus élevé. A l'aide d'un modèle Probit, nous observons que ce sont les personnes aux salaires les plus conséquents et à l'état plus élevé qui accorde une importante plus grande à leur complémentaire santé.

La deuxième section théorique nous permet d'expliciter les raisons pour lesquelles l'offre de complémentaire diffère entre les entreprises. Les personnes en bonne santé sont supposées valoriser le plus la CSE. Par ailleurs, contrairement au chapitre précédent, la complémentaire santé collective n'est associée à aucun gain de productivité. Cette seconde hypothèse modifiée provient de la nature des dépenses de soins prises en charge par la firme. Dans ce cadre, l'entreprise n'observe pas l'état de santé des salariés au moment de l'embauche et minimise sa fonction de coût, cherchant ainsi l'offre jointe complémentaire/salaire qui lui convient le mieux. Nous montrons qu'il n'est pas optimal pour les petites entreprises d'offrir ce contrat santé. De par leur taille, ces mêmes entreprises, par le biais de capacités financières réduites relativement aux plus grandes firmes, décident en effet de ne pas offrir de contrat santé. Avec un salaire offert en moyenne plus faible (section 2.2), les TPE attirent davantage les personnes en mauvaise santé, qui valorisent moins la CSE.

La complémentaire santé, dans le cadre français, peut-être ainsi vue comme un outil permettant d'attirer les personnes en bonne santé et utilisable notamment par les firmes aux capacités financières plus grandes. La mise en place de la généralisation au sein des entreprises depuis le 1er Janvier 2016 devrait se traduire, pour les entreprises qui ne proposaient pas de complémentaire santé avant la réforme, par une qualité moindre de la complémentaire proposé, au minimum légal. Le panier de soins étant obligatoire, une double contrainte apparaît. Du côté de la firme d'abord, par le simple fait que les entreprises, aux moyens financiers réduits, se doivent de mettre en place un dispositif coûteux. Du côté du salarié ensuite, par un contrat potentiellement de plus faible qualité que la couverture santé choisie individuellement avant la réforme. Cette plus faible qualité pourrait ainsi se traduire simplement par l'apparition croissante de "surcomplémentaire", destinée à compenser les couvertures santé de faible qualité aux yeux de certains travailleurs, qui, avant la réforme, avaient la possibilité de s'offrir la complémentaire de leurs choix, adaptée à leurs propres besoins.

Pour compléter cette analyse, deux voies de prolongements mériteraient d'être traitées.

Tout d'abord, les incitations fiscales et les baisses de charges sociales lors de la proposition d'une complémentaire santé doivent nécessairement être prise en compte. Gruber et Lettau [2004] mettent en avant l'importance de la politique fiscale pour inciter les entreprises à proposer non seulement une complémentaire santé, mais un contrat de qualité, avec des garanties importantes. Sur ce point, et avant la généralisation de la complémentaire santé, des incitations fiscales accompagnaient la mise en place de la couverture lorsque l'entreprise décidait de sa mise en place au sein de son entreprise. Du côté de la firme d'abord, avec une baisse des charges sociales, et du travailleur ensuite, avec une exonération de la prise en charge employeur du salaire net imposable. Dorénavant, cette prise en charge ne profite qu'à l'employeur, avec notamment la baisse de charges sociales. [14]. Si l'absence de cette incitation fiscale dans l'analyse ne change pas qualitativement le propos énoncé, elle nous empêche d'estimer économétriquement les déterminants de la mise en place d'une CSE au sein des entreprises. Cette absence d'information associée à l'absence du montant de la complémentaire payé par la firme réduisent considérablement les possibilités d'estimation. Enfin, il est possible, pour les entreprises, de discriminer et révéler les préférences des salariés en proposant plusieurs types de contrats santé, qui peut jouer sur les capacités à attirer les personnes en bonne santé et proposer un contrat adapté. Néanmoins, d'un point de vue théorique, cette absence ne modifie pas non plus la portée qualitative du propos.

14. Dans le cadre de la généralisation de la complémentaire, le contrat santé est vu comme un avantage monétaire pour le salarié. Ainsi, fiscalement, la part prise en charge par l'employeur est ajouté au revenu imposable du salarié.

Deuxième partie

Approches empiriques de l'impact des complémentaires santé : l'incidence sur l'état de santé et l'absentéisme

Chapitre 3

Complémentaires santé et état de santé des travailleurs

Résumé

L'impact d'une complémentaire santé sur l'état de santé du travailleur a été peu étudié dans le cas français. Or, il est intéressant de savoir si la complémentaire santé se traduit par des gains potentiels en termes de santé. Dans ce papier nous étudions d'abord comment le fait d'être couvert par une complémentaire santé affecte la santé d'un individu. Puis, nous nous focalisons sur le sous-échantillon des personnes couvertes et nous estimons dans quelle mesure une complémentaire a des effets différenciés sur la santé du travailleur selon qu'elle soit collective (proposée par l'entreprise) ou individuelle. Pour traiter du biais d'endogénéité, nous instrumentons le fait d'être couvert par une complémentaire d'entreprise par le caractère obligatoire de cette assurance. Nous mettons en avant le fait qu'être couvert par un contrat d'entreprise ne semble pas améliorer significativement l'état de santé déclaré ou calculé, avec un état de santé amélioré de l'ordre de 2,9 points de pourcentage. Augmenter l'état de santé du salarié ne semble pas être la première raison pour laquelle l'entreprise propose une couverture collective.

3.1 Introduction

L'interaction entre la santé et le travail fait l'objet de travaux importants depuis une vingtaine d'années. Pour les grands pays de l'OCDE, les dépenses de soins représentent une part de plus en plus importante dans le PIB (11,6% du PIB en France en 2014, 9,3% pour l'ensemble des pays de l'OCDE). L'allongement régulier de l'espérance de vie à la naissance amène, qui plus est, une population plus vieillissante. En effet, en France, l'espérance de vie des femmes a progressé de 3,1 ans et celle des hommes de 5,1 ans, pour atteindre respectivement 85 ans et 78,9 ans en 2015 [1]. Conjugué à la crise actuelle et les déficits prononcés auxquels doivent faire face les pays industrialisés, la place du financement privée et de la complémentaire santé devrait croitre, au moins pour améliorer la qualité d'accès aux soins. La structure des dépenses en santé, explicitée dans le tableau 3.1, explique en partie cette tendance. Il résume la répartition de la CSBM [2], composée principalement des dépenses hospitalières, ambulatoires, médicamenteuses et les dépenses liées au transports des malades, sur la période 2010 à 2014. Si les dépenses hospitalières et ambulatoires sont initialement les deux plus gros postes de dépenses en volumes, ils tendent à connaitre une évolution annuelle moyenne positive, respectifs de 2,5% et 2,2%, pour atteindre 88,5 milliards et 102 milliards d'€ en 2014. Ces dépenses, souvent qualifiées de "soins de luxe" du fait de coûts de prestations élevés, sont principalement prises en charge par les OC, comme indiqué dans l'introduction générale et le tableau 1. Les complémentaires santé sont donc amener à couvrir un plus large pan des dépenses de santé, notamment sur les soins de villes (optique, prothèses dentaires, audio-prothèses...). Qui plus est, les réformes passées nous amènent à penser qu'au delà de l'amélioration de la qualité des soins, le poids plus important des OC dans le remboursement de soins résultent d'une série de mesures amorcée par l'État depuis la fin des années 1990 pour réduire le déficit de la Sécurité Sociale. Dans cette optique, une politique dite de "déremboursement" a été mise en place. Ainsi, l'instauration d'une franchise médicale de 1€ sur les consultations et actes médicaux en 2004, puis en 2008 a amorcé cette dynamique, avant une majoration du ticket modérateur hors parcours

1. Chiffres disponibles auprès de l'INSEE.
2. CSBM : Consommation de Soins et de Biens Médicaux

Tableau 3.1 – Répartition de la CSBM, par poste de soins

	2012	2013	2014	2015	Évolution 2015/2014	Structure (%) 2015
Soins Hospitaliers	**84 750**	**86 687**	**89 079**	**90 790**	1,9	46,7
Secteur privé	64 952	66 779	68 635	70 126	2,2	36
Secteur public	19 619	19 908	20 444	20 664	1,1	10,6
Soins ambulatoires	**98 030**	**99 383**	**102 079**	**103 777**	1,7	53,3
- Soins de ville	**47 044**	**48 283**	**49 396**	**50 546**	**2,3**	**26**
Soins de médecins et de sage femme	19 015	19 298	19 728	20 142	2,1	10,4
Soins d'auxiliaire médicaux	12 322	13 105	13 768	14 353	4,3	7,4
Soins de dentistes	10 480	10 595	10 584	10 709	1,2	5,5
Analyses de laboratoire	4332	4337	4312	4312	0,0	2,2
Cure thermale	353	364	388	392	1,2	0,2
Autres soins et contrats	543	584	616	637	3,3	0,3
- Médicaments en ambulatoires	**33 864**	**33 253**	**34 147**	**33 963**	**-0,5**	**17,5**
- Autres biens médicaux *	**13 047**	**13 559**	**14 123**	**14 677**	**3,9**	**7,5**
- Transports de malades	**4 074**	**4 288**	**4 413**	**4 591**	**4,0**	**2,4**
Ensemble	**182 600**	**186 071**	**191 158**	**194 567**	1,8	100

Source : Chiffres de la DREES - *Compte de la Santé*

de soins [3](de 30% à 40% en 2006 à 70% en 2009). En 2011, l'augmentation du ticket modérateur sur les médicaments remboursés à 35% et (de 65% à 70%) et les dispositifs médicaux (de 35% à 40%) ont continué à augmenter potentiellement le reste à charge des ménages. La présence de la liberté tarifaire a eu tendance a elle eu aussi tendance à réduire le taux de prise en charge de la part du régime obligatoire. Enfin, la hausse continue des forfaits hôpitaux journaliers depuis 2004 tend ici aussi à donner une place prépondérante de la couverture complémentaire.

Dans l'optique de privatisation de certaines dépenses évoquées, la dernière réforme engagée concerne la loi de la généralisation de la complémentaire santé, entrée en vigueur au 1er Janvier 2016 [4]. Ainsi, la mise en place systématique d'un contrat santé associé au contrat de travail, pose une première question sur les gains potentiels que pourraient en retirer les firmes. En effet, si avant la réforme, certaines entreprises décidaient de ne pas proposer de complémentaire, cela peut intuitivement résulter de deux raisons : soit les entreprises ne peuvent pas proposer de complémentaire santé, soit ces dernières n'ont pas de gains réels à investir dans ce contrat. Intuitivement, le résultat n'est pas trivial. Si, par définition, nous pourrions penser qu'une complémentaire doit

3. Une personne est dite "hors parcours de soins lorsqu'elle n'a pas déclaré de médecin traitant ou consulte un médecin généraliste différent que celui déclaré.

4. Le lecteur peut se référer à l'introduction générale pour une explication détaillée de la réforme.

s'accompagner d'un état de santé supérieur pour les assurés comparativement aux personnes qui n'en possède pas, plusieurs facteurs peuvent faire penser le contraire. Tout d'abord, si les individus qui ne se couvrent pas le font par choix, cela peut signifier un état de santé supérieur pour cette population et la non-nécessité d'achat de la couverture. Deuxièmement, le système de santé français, comme expliqué dans l'introduction générale et le tableau 1, laisse un espace réduit à la complémentaire santé pour les postes de soins impactant potentiellement plus significativement l'état de santé. Ainsi, les dépenses prises en charge par la complémentaire, ponctuelles mais pouvant être extrêmement coûteuses, se concentrent sur des postes de soins tels l'optique, le dentaire ou encore l'hospitalisation. Son rôle est alors davantage axé sur une réduction du reste à charge du ménage. En revanche, si l'état de santé n'est alors pas nécessairement visé dans le rôle de la complémentaire santé, on se dit aussi qu'elle peut grandement influencer la qualité de la vie de l'individu par des soins de meilleure qualité, et donc potentiellement un état de santé plus important. Ce troisième chapitre tente d'explorer une relation encore peu étudiée dans le cas français, en estimant l'impact de la complémentaire santé sur l'état de santé du travailleur. Dans un premier temps, nous estimons l'impact de la complémentaire santé sur l'état de santé déclaré et calculé des travailleurs. Dans un second temps, nous estimons cette fois l'impact de la couverture collective sur ce même état de santé. La section suivante résume les différents résultats présents dans la littérature. Ensuite, la section 3.3 présente les données utilisées et quelques statistiques descriptives nécessaires à l'estimation empirique. La section 3.4 développe les résultats trouvés. Enfin, la section 3.5 conclut.

3.2 Revue de la littérature

La majorité des travaux liée à la complémentaire santé privée et la CMU se sont concentrés notamment sur les inégalités d'accès à la complémentaire (De Saint Pol et Marical [2007], Kambia-Chopin *et al.* [2008]), la surconsommation de soins (Raynaud [2003], Raynaud [2005]) ou encore le recours aux soins (Boisguérin [2009], Dourgnon

et al. [2012]). Les derniers travaux cités permettent déjà d'écarter l'intuition énoncée concernant les personnes non couvertes : être non-assuré ne résulte généralement pas d'un choix mais de contraintes financières.

Néanmoins, la littérature autour de l'effet d'une complémentaire santé sur l'état de santé des individus concerne essentiellement le cas des États-Unis. Une expérience contrôlée menée par la RAND consistant à assigner de manière aléatoire des plans d'assurance santé à des familles conclue à des effets positifs mais faibles sur la santé, notamment en termes d'amélioration de la vue, de la santé bucco-dentaire ou de la tension artérielle (Newhouse et Group [1993]). Currie et Gruber [1996] exploitent les extensions du Medicaid aux États-Unis et montrent qu'elles ont permis de réduire la mortalité infantile ou encore les problèmes de faible poids à la naissance. Plus récemment, à partir d'une expérience menée dans l'Oregon et consistant à randomiser l'assignation du Medicaid via une loterie, Finkelstein *et al.* [2012] montrent un effet positif sur la santé physique et mentale des traités. D'autres travaux américains exploitent également le seuil d'âge d'éligibilité du Medicare, à savoir 65 ans, pour estimer l'impact d'une meilleure couverture santé sur la santé des seniors. Les travaux de Card *et al.* [2004, 2009] montrent un effet positif sur l'état de santé auto-déclarée des personnes peu éduquées. Néanmoins,Finkelstein et McKnight [2008] montrent que l'effet sur le taux de mortalité à 75 ans n'est pas significatif. Courtemanche et Zapata [2012] exploitent la réforme menée dans l'État du Massachussets en 2006 pour montrer que la généralisation de la couverture santé via une complémentaire peut générer des gains importants en termes de santé pour la population. Cette réforme, proche de l'Obamacare, consiste à obliger les entreprises à proposer une complémentaire en finançant une partie de ce contrat d'assurance et à étendre l'accès au Medicaid en offrant notamment des subventions pour les personnes à faibles revenus.

Dans l'ensemble, tous ces travaux semblent converger sur le fait que la généralisation de la complémentaire santé peut améliorer la santé des individus. Cependant, la situation en France est très différente de celle aux États-Unis. En effet, comme nous

l'avons vu dans l'introduction, les dépenses non prises en charge par le régime général de Sécurité Sociale en France concernent essentiellement des postes de soins n'affectant pas directement l'état de santé général. Aux États-Unis, un tel régime public de remboursement des soins de santé n'existe pas. Nous pouvons donc attendre un effet positif beaucoup plus élevé de la généralisation de la complémentaire santé sur la santé des individus aux États-Unis qu'en France. Or, les études portant sur la relation entre complémentaire santé et état de santé sont peu nombreuses. Dourgnon *et al.* [2012] montrent que le renoncement à certains soins de santé pour raisons financières dégrade fortement l'état de santé mesuré 4 ans plus tard. Comme le fait d'être couvert par une complémentaire réduit la probabilité de renoncer à des soins, nous pouvons en déduire qu'elle aurait un impact positif sur la santé. Néanmoins, l'effet du simple fait d'être couvert par une complémentaire sur l'état de santé est une problématique de second ordre en France étant donné la très faible part d'individus sans complémentaire. En revanche, avant la mise en oeuvre de la loi de généralisation de la complémentaire au 1er janvier 2016, une part non négligeable d'individus étaient encore couverts via des contrats individuels avec un taux de couverture moins important que les contrats collectifs proposés par les entreprises. Dans de nombreux cas, cette loi a impliqué le passage d'une couverture individuelle à une collective. Dès lors, la question des effets différenciés d'une complémentaire selon son type sur l'état de santé individuel est une question importante pour prédire ex-ante les effets de la loi sur l'état de santé des salariés.

3.3 Présentation des données

L' "Enquête Santé et Protection Sociale" (ESPS 2012) est une enquête menée par l'IRDES [5] depuis 1988. Menée tous les ans de 1988 à 1998, puis tous les deux ans, de 1998 à 2008, la méthode d'échantillonnage de l'enquête a été revue depuis 2010 et initie un nouveau panel prévu pour vingt ans. Elle est représentative d'environ 95 % des personnes vivant en ménage ordinaire (à l'exclusion des personnes en institutions : maison de retraite, services hospitaliers de long séjour, centres d'hébergement,

5. Institution de Recherche et de Documentation en Économie de la Santé

personnes sans domicile,en prison...). Grâce à ces données, nous pouvons s'interroger sur les liens entre assurance santé et marché du travail. En effet, au-delà d'un questionnaire général relativement traditionnel concernant les caractéristiques personnelles des individus (âge, situation matrimoniale, CSP,...), elle comporte également des questions essentielles concernant la santé. Ainsi, l'enquête permet de déterminer l'impact de la couverture santé sur l'état de santé déclaré (par le biais d'une note allant de 0 à 10) et calculé (par le biais du *SF-36*) des individus. La présence des deux indicateurs est importante pour la suite de l'étude. En effet, un pan de la littérature économique s'est penché plus spécifiquement sur la qualité des indicateurs d'état de santé existants dans la littérature. Qu'ils s'appuient sur la mortalité, la morbidité ou encore l'état de santé subjectif, les débats existent et montrent généralement des avantages et des inconvénients pour chaque mesure. Les principales études se sont essentiellement focalisées sur l'aspect déclaratif, davantage présent dans les enquêtes de santé. Si cet indicateur est reconnu dans la littérature comme étant un bon prédicteur de la mortalité (Idler et Benyamini [1997]) et de la consommation de soins (DeSalvo *et al.* [2005]), il reste un indicateur par définition synthétique de beaucoup d'informations qu'un individu possède sur sa santé. Ainsi, plusieurs travaux ont mis en évidence des régularités de discordance entre la perception de l'état de santé et des indicateurs de santé jugés plus objectifs. La littérature recense quatre grands ensembles de facteurs affectant le jugement que les individus ont de leur état de santé et donc la déclaration de leur état de santé perçu. Un premier ensemble de biais de déclaration est lié à la nature des pathologies dont souffre l'individu. Par exemple, Van Doorslaer et Gerdtham [2003] observent que les hommes souffrant d'hypertension déclarent un meilleur état de santé que les femmes, à risque de décès équivalent. De même, les caractéristiques liées à l'âge et au sexe sont sources d'hétérogénéités dans la déclaration de l'état de santé. Une femme, au niveau d'incapacité identique à celui d'un homme, déclarera un état de santé plus faible par le fait de normes de bonne santé plus conséquentes (Moesgaard-Iburg *et al.* [2000]). De même, un senior aura tendance à avoir un ressenti plus positif sur sa santé qu'un junior (Baron-Epel et Kaplan [2001]). Des différences de déclaration subsistent aussi en termes de revenu. Etilé et Milcent [2006] indique une convexité du report de l'état de

santé en fonction du revenu. Il existerait alors un biais d'optimisme chez les personnes aux plus hauts revenus et un biais de pessimisme chez les personnes les plus pauvres pour un même niveau de santé donné, mesuré dans l'étude par un état de santé clinique. Mackenbach *et al.* [1996] ou encore Elstad [1996] trouvent une sous-déclaration des maladies liées à des revenus faible, une classe sociale pauvre ou un niveau d'éducation réduit. Enfin, des différences quant à la déclaration entre différentes populations ou différents pays, notamment par des différences culturelles (Mathers et Douglas [1998]) ou religieuses (Shmueli [2007]) ont été avancées. Ainsi, l'état de santé déclaré par l'individu peut contenir différents biais difficiles à prendre en considération. Pour contrer ces différentes critiques, des indicateurs synthétiques tentant de mesurer l'état de santé de manière plus objectives et permettant d'éviter ces biais de déclaration ont été testés. Les données dont nous disposons nous permettent notamment d'utiliser le "Medical Outcome Study Short Form - 36", appelé plus communément le *SF-36*. L'indice, développé par Ware Jr et Sherbourne [1992] à partir du *Medial Outcome Study*, englobe 149 items et était initialement prévu pour évaluer la façon dont le système de santé américain impacte l'accès et les dépenses de soins. Il s'agit d'une échelle multidimensionnelle et générique, i.e qu'il essaye d'évaluer l'état de santé de l'individu indépendamment du sexe, de l'âge et du traitement. Huit aspects sont représentés à travers ces items : l'activité physique, les limitations dues à l'état physique, les douleurs physiques, la santé perçue, la vitalité et la relation avec les autres, la santé mentale, les limitations liées aux problèmes émotionnelles et l'état de santé perçue relative à l'année passée. Ainsi, elle est désormais très fréquemment utilisée dans la littérature médicale et économique et est reconnue comme étant une bonne mesure de la qualité de la vie (Apolone et Mosconi [1998], Brazier *et al.* [1992], DeSalvo *et al.* [2005]). Disponible dans l'enquête ESPS 2012, cet indicateur synthétique nous semble le plus apte, de par sa construction, à la mesure de l'impact de la complémentaire santé sur l'état de santé.

L'apport d'ESPS réside aussi dans les informations concernant la complémentaire santé de l'enquêté, finement répertoriées. Ainsi, nous savons si l'individu possède une complémentaire collective, fournie par l'entreprise, ou bien individuelle, obtenue de lui-

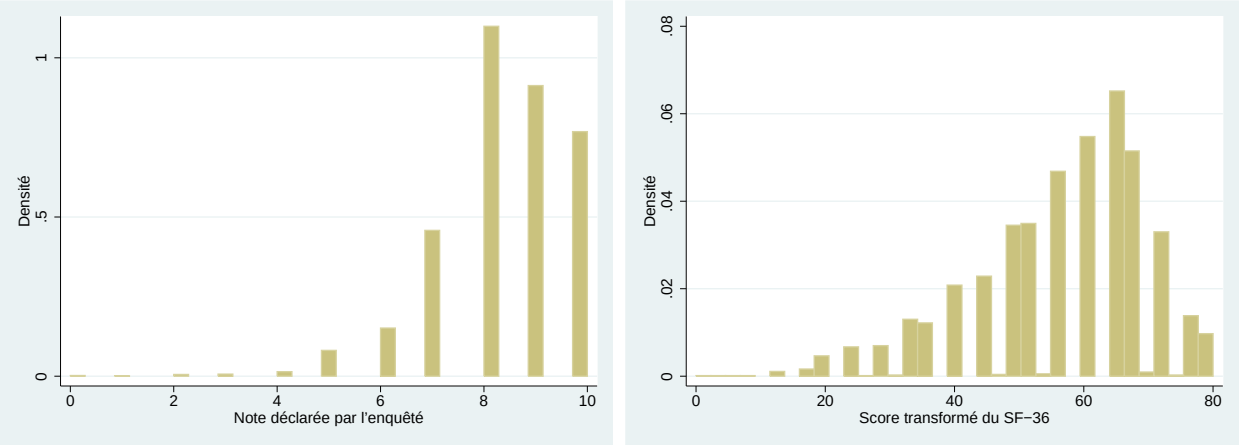
même par le biais d'une compagnie d'assurance classique. Qui plus est, il est possible de distinguer au travers de la complémentaire collective, le caractère obligatoire du caractère facultatif, élément nécessaire pour notre stratégie d'identification. Pour répondre à nos problématiques, une sélection précise de l'échantillon a été réalisée. Nous ne gardons que les travailleurs âgé de 16 à 54 ans[6], travaillant dans le secteur privé n'étant pas soumis à une Affection de Longue Durée (ALD)[7] et n'étant pas sous le régime de la CMU. Après l'exclusion des observations ayant des variables utilisées dans notre étude mal renseignées ou absentes, notre échantillon s'élève à 3194 observations. Dans notre étude, deux points sont alors étudiés. Le premier estime l'impact de la complémentaire santé (toute complémentaire confondu, hors CMU) sur l'état de santé de l'individu. Dans un second temps, nous analysons plus spécifiquement la relation entre la couverture collective et l'état de santé du travailleur.

Le tableau 3.2 résume quelques statistiques descriptives. Nous scindons l'échantillon en fonction de la situation assurantielle (assuré/non-assuré) pour avoir un premier aperçu de la relation étudiée. Les statistiques sont brutes, sans traitement et représentent les différences, dans notre échantillon retenu, sur l'état de santé déclaré et calculé des deux sous-populations et leurs différences potentielles en termes de caractéristiques observables et retenues pour l'analyse. Au sein de ces caractéristiques observables se trouvent des caractéristiques personnelles et professionnelles, qui peuvent influer sur l'état de santé. Ainsi, au sein des nombreuses informations socio-économiques ont été retenues l'âge (catégorisé en 6 classes), le sexe, la structure familiale, les revenus salariés du ménage (découpés en quintile), la catégorie socio-professionnelle ou encore le niveau d'éducation. Tout d'abord, c'est la note déclarée par l'individu sur son état de santé, allant de 0 à 10, qui est explicitée, en différenciant les personnes ayant déclaré une note inférieure à 9 de celles ressentant un état de santé général équivalent à 9 ou 10. Ensuite, nous scindons l'échantillon en deux parties pour le score de santé. Ainsi,

6. Ce choix provient du résultat avancé par Bound [1989] et retrouvé par Devaux *et al.* [2008] selon lequel les personnes justifieraient leur retrait du marché du travail par un mauvais état de santé, en déclarant ainsi un état de santé plus faible.

7. Les personnes souffrant d'ALD peuvent, sous certains conditions, obtenir des exonérations partielles voire totales sur certains postes de soins, pouvant modifier le réel rôle de la complémentaire.

nous distinguons les enquêtés pour lesquels le score est strictement inférieur à 60 et ceux pour lesquels le score atteint un score minimal de 60. Pourquoi ? Que ce soit pour la note ou pour le score d'état de santé, les valeurs déclarées ou calculées sont fortement concentrées. Le double graphique 3.1 explicite cette convergence, avec la répartition des notes déclarées par les enquêtés sur le graphique de gauche, puis la répartition du score transformé du *SF-36* sur le graphique de droite. Ainsi, nous constatons une concentration très forte pour les notes allant de 8 à 10 et des observations un peu plus dispersé sur l'échelle du score transformé, mais des valeurs seuils le long de cette même échelle autour desquelles se regroupe un ensemble d'observations.



Graphique 3.1 – Répartition des notes déclarées et du score calculé au sein de l'échantillon

Une analyse sur les variables brutes étant alors difficile, il est préférable de privilégier une découpe en deux sous-échantillons distincts. Sachant cela, nous regardons la note séparatrice pour laquelle la différence d'état de santé non-calculé entre les deux sous-échantillons est la plus fortement significative. Ainsi, c'est pour une note séparatrice à 9 que cette différence est la plus importante. Par la même, la valeur utilisée pour dichotomiser le score (60) correspond à la valeur pour laquelle la répartition de l'échantillon est la plus proche de celle obtenue pour la note déclarée. Nous pouvons ainsi observer si les résultats obtenus sont identiques pour les deux variables expliquées utilisées. Plusieurs résultats régulièrement présents dans la littérature sont retrouvés. Ainsi, des différences d'état de santé apparaissent selon les caractéristiques individuelles. La proportion de personnes déclarant un état de santé inférieur à 9 tend à croitre avec l'âge

(Devaux *et al.* [2008]) et l'état de santé calculé tend à connaitre un écart important à partir de la 4ème classe d'âge (35-39 ans). Si la proportion d'hommes et de femmes déclarant une note inférieure à 9 est relativement identique, le score transformé traduit une différence frappante, avec une proportion d'hommes ayant un score supérieur ou égal à 60 de 58,32% contre seulement 46,12% pour les femmes. Le niveau d'éducation traduit lui un résultat proche pour les deux mesures, avec une proportion plus importante des diplômés du supérieur à avoir un état de santé calculé ou déclaré supérieurs. Concernant la situation matrimoniale, la situation de célibat et la famille monoparentale tendent à réduire la probabilité d'avoir ou déclarer un état de santé réduit. Surtout, les enquêtés appartenant au 1er quintile ont en proportion un score transformé plus faible que les quintiles supérieurs, relatant par la même la littérature concernant le renoncement aux soins (Boisguérin [2009], Dourgnon *et al.* [2012]). Enfin, à travers ce tableau, la relation entre complémentaire santé et état de santé ne semble pas claire. Ainsi, les résultats divergent entre les deux mesures retenues. Se focaliser sur la note amènerait à penser que la complémentaire santé d'entreprise pourraient être de moins bonne qualité que la couverture individuelle, allant à l'encontre de la littérature (Couffinhal *et al.* [2004]), tandis que le score transformé tendrait à traduire le résultat inverse. La proportion de non couverts est quasiment la même parmi le sous-échantillon des individus se déclarant en bonne santé et parmi ceux se déclarant en mauvaise santé. En revanche, quand on regarde le score de santé calculé, on note une légère sur-représentation des individus non couverts parmi les individus au score inférieur à 60. Évidemment, de simples statistiques ne suffisent pas à en déduire le rôle de la complémentaire santé dans l'état de santé de l'individu, mais elles nous ont permis de voir des divergences flagrantes entre les deux mesures et une différence dans les caractéristiques des sous-échantillons construits. La section suivante explicite les différents résultats trouvés.

Tableau 3.2 – Statistiques descriptives

	État de santé déclaré		**État de santé calculé**		**Observations**
VARIABLES	Note < 9	Note ≥ 9	*Sf-36*<60	*Sf-36*≥ 60	
Complémentaire entreprise...					
... obligatoire	52.04%	47.96 %	46.25%	53.75%	1520
... facultative	52.63%	47.37%	48.64%	51.36%	551
Complémentaire "hors entreprise"	51.70%	48.30%	48.58%	51.42%	1060
Sans complémentaire	49.21%	50.79%	53.97%	46.03%	63
					3194
Âge					
16-24 ans	31.73%	68.27%	40.56%	59.44%	249
25-29 ans	43.26%	56.74%	41.38%	58.62%	319
30-34 ans	50.32%	49.68%	43.31%	56.69%	471
35-39 ans	52.82%	47.18%	52.02%	47.98%	496
40-44 ans	55.23%	44.77%	51.08%	48.92%	554
45-49 ans	54.30%	45.70%	47.52%	52.48%	604
50-54 ans	61.88%	38.12%	50.90%	49.10%	501
					3194
Sexe					
Homme	51.64%	48.36%	41.68%	58.32%	1646
Femme	52.33%	47.67%	53.88%	46.12%	1548
					3194
Structure familiale					
Célibataire	55.30%	44.70%	56.22%	43.78%	217
Famille monoparentale	53.01%	46.99%	60.84%	39.16%	166
Couple sans enfant	51.27%	48.73%	42.19%	57.81%	474
Couple avec enfant(s)	51.73%	48.27%	46.94%	43.06%	2337
					3194
Éducation					
$\leq$ *Bac*	53.56%	46.44%	49.07%	50.93%	1936
$>$ *Bac*	49.52%	50.48%	45.31%	54.69%	1258
					3194
Catégorie Socio-Professionnelles					
Ouvriers	52.99%	47.01%	48.95%	51.05%	1859
Employés	51.92%	48.08%	46.67%	53.33%	780
Cadres	48.65%	51.35%	44.32%	55.68%	555
					3194
Revenu du ménage					
1er quintile	52.34%	47.66%	55.85%	44.15%	684
2ème quintile	51.08%	48.92%	44.46%	55.54%	650
3ème quintile	50.84%	49.16%	46.48%	53.52%	596
4ème quintile	55.56%	44.44%	45.33%	54.67%	675
5ème quintile	49.58%	50.42%	45.16%	54.84%	589
Nombre d'observations	3194				3194

Source : ESPS (2012)

3.4 Résultats

3.4.1 Impact de la complémentaire santé sur l'état de santé

Un premier état des lieux sur cette relation peut-être effectuée en appliquant un modèle probit au sous-échantillon des personnes ne possédant pas de complémentaire

collective obligatoire. Ainsi, nous ne conservons pour l'estimation que les personnes non-couvertes et, parmi les personnes couverts, celles concernées par un contrat individuel ou un contrat facultatif de la part de leur entreprise[8]. Exclure les salariés sous contrat obligatoire est nécessaire. En effet, le salarié n'ayant pas le choix du contrat, il aurait pu le refuser s'il en avait eu la possibilité. Le tableau 3.3 effectue cette démarche. Deux modèles sont présentés pour chaque variable expliquée utilisée. Le premier est un modèle à régression linéaire simple, tandis que le deuxième est le modèle probit. Si être un homme et être en couple ont un impact positif et significatif sur les deux mesures, des différences sont aussi à noter entre la note déclarée et l'état de santé calculé. Ainsi, être âgé au délà de 34 ans joue de plus en plus fortement négativement sur la note déclarée. Travailler dans le secteur public se traduit par un état de santé ressenti plus important, avec un surplus de probabilité de 6 points de pourcentage de déclarer une note supérieure à 8. Ce résultat peut-être lié au caractère protecteur de la fonction publique en termes de protection d'emploi, amenant un ressenti de bien-être plus important pour le travailleur, ou bien à des conditions de travail plus avantageuses. L'indicateur "*Sf-36*" intégrant davantage de critères objectifs, l'impact d'une variable explicative comme la fonction publique n'est alors plus significative en termes de score. En revanche, le score calculé tend à être plus faible pour une personne au niveau de diplôme inférieur au bac et plus élevé lorsque le revenu augmente. Néanmoins, pour les deux variables explicatives, l'impact de la complémentaire n'est pas significatif. Ces différents résultats, s'ils donnent un aperçu essentiel du rôle de la complémentaire dans l'état de santé, sont limités par le nombre d'observations disponibles, puisque plus de 98% de l'échantillon est couvert. La sous-section suivante amène des estimations plus précises sur l'impact non pas de la complémentaire santé mais de la couverture collective sur l'état de santé.

8. Le contrat facultatif proposé par la firme, s'il apporte une utilité inférieure à l'agent qu'un contrat individuel, sera alors refusé par le salarié. Le caractère choisi permet de conserver ce sous-échantillon.

Tableau 3.3 – Impact de la complémentaire santé sur l'état de santé

VARIABLES	État de santé déclaré (Écart-type)		Indice "*Sf-36*" (Écart-type)	
	Modèle OLS	Probit (Effets marginaux)	Modèle OLS	Probit (Effets marginaux)
Couverture santé	-0.0344	-0.0348	0.0269	0.0278
	(0.0650)	(0.0658)	(0.0645)	(0.0665)
Âge (Réf= 40-44 ans) *25-29 ans*	0.0241	0.0247	0.111**	0.114**
	(0.0450)	(0.0458)	(0.0446)	(0.0447)
30-34 ans	-0.0412	-0.0412	0.0337	0.0352
	(0.0411)	(0.0413)	(0.0407)	(0.0417)
35-39 ans	-0.0900**	-0.0900**	-0.00501	-0.00601
	(0.0398)	(0.0394)	(0.0395)	(0.0406)
45-49 ans	-0.113***	-0.113***	0.0352	0.0365
	(0.0372)	(0.0366)	(0.0369)	(0.0378)
50-54 ans	-0.165***	-0.164***	-0.0566	-0.0587
	(0.0400)	(0.0383)	(0.0397)	(0.0408)
Être un homme	0.0468*	0.0479*	0.135***	0.138***
	(0.0251)	(0.0255)	(0.0249)	(0.0253)
Diplôme inférieur au bac	-0.0435	-0.0440	-0.0630*	-0.0649*
	(0.0331)	(0.0336)	(0.0328)	(0.0337)
CSP (Réf= Ouvriers)				
Employés	0.00986	0.0103	-0.0231	-0.0241
	(0.0343)	(0.0349)	(0.0341)	(0.0352)
Cadres	0.0279	0.0285	-0.0352	-0.0364
	(0.0474)	(0.0481)	(0.0470)	(0.0485)
Contrat de travail précaire	0.0201	0.0204	0.0259	0.0262
	(0.0364)	(0.0369)	(0.0361)	(0.0372)
Secteur Public	0.0632**	0.0644**	0.0384	0.0394
	(0.0270)	(0.0274)	(0.0268)	(0.0276)
Structure familiale (Réf= Couple avec enfant(s))				
Célibataire	-0.0986*	-0.101**	-0.132***	-0.137***
	(0.0509)	(0.0504)	(0.0505)	(0.0507)
Famille monoparentale	-0.00981	-0.00967	-0.0717	-0.0734
	(0.0522)	(0.0529)	(0.0518)	(0.0531)
Couple sans enfant(s)	-0.0180	-0.0182	0.0499	0.0518
	(0.0358)	(0.0364)	(0.0356)	(0.0366)
Revenu du ménage (Réf=1er quintile)				
2ème quintile	-0.0548	-0.0563	0.0778**	0.0804**
	(0.0362)	(0.0366)	(0.0359)	(0.0365)
3ème quintile	-0.00657	-0.00681	0.0429	0.0439
	(0.0396)	(0.0402)	(0.0393)	(0.0401)
4ème quintile	-0.0604	-0.0613	0.0545	0.0562
	(0.0394)	(0.0396)	(0.0391)	(0.0399)
5ème quintile	-0.00992	-0.0105	0.0278	0.0286
	(0.0477)	(0.0485)	(0.0473)	(0.0485)
Constante	0.576***		0.390***	
	(0.0791)		(0.0784)	
Nombre d'observations	1673			

Source : ESPS (2012)

3.4.2 Impact de la couverture collective sur l'état de santé

Si l'étude de la complémentaire sur les personnes non-couvertes nous a permis d'observer un impact non-significatif de l'accès à une couverture, l'échantillon analysé comporte peu de personnes non-couvertes, au nombre de 63. Qui plus est, dans le cadre de la loi de généralisation de la complémentaire santé, les personnes ayant dû accepter la complémentaire santé obligatoire de l'entreprise sont des personnes ayant globalement été couvertes par une complémentaire individuelle par le passé. Ainsi, nous décidons

d'étudier l'impact de la couverture collective sur les deux variables de santé, en excluant cette fois de notre échantillon les 63 personnes non couvertes. Celle-ci étant de meilleure qualité (Couffinhal *et al.* [2004]) que la complémentaire obtenue par une compagnie d'assurance classique, il peut résulter de potentiels gains de productivité si un salarié y accède. Néanmoins, on peut supposer que des individus en plus mauvaise santé s'auto-sélectionnent dans les complémentaires d'entreprise proposant des taux de couverture plus élevés. Cette relation de causalité inverse peut induire un biais important dans l'estimation de l'effet de la complémentaire d'entreprise sur la santé des individus. Afin d'obtenir une estimation plus précise, nous instrumentons le fait d'être couvert par une couverture collective par le caractère obligatoire de certaines complémentaires de groupe. Cette stratégie d'identification est inspirée de celle utilisée dans les travaux d'Albouy *et al.* [2007], dans lesquels ces derniers estiment la sensibilité des consommations de soins à la présence d'assurance santé. Dans notre cadre, cette stratégie permet de se concentrer essentiellement sur le lien de causalité "complémentaire $\rightarrow$ état de santé". Le tableau 3.4 explicite les estimations effectuées. Pour chaque indicateur de l'état de santé, deux modèles sont estimés : un modèle de régression linéaire simple, qui ne tient pas compte de l'endogénéité de la variable "complémentaire entreprise" et un modèle à variable instrumentale qui corrige du biais d'endogénéité. On observe, après correction de ce biais d'endogénéité, que le fait d'accéder à une CSE ne joue pas sur la probabilité d'état de santé amélioré, avec un gain nul en considérant la note comme variable explicative, et un gain de 1,5 point de pourcentage dans le cadre du "*Sf-36*". Ainsi, la généralisation au sein de l'entreprise d'une prise en charge des dépenses de santé des travailleurs ne semble pas résulter d'un gain lié à un état de santé supérieur. Si la méthode utilisée peut amener des interrogations et des doutes quant à la portée des résultats, une étude du score transformé par probit ordonné (disponible en Annexe 1) tend à montrer que l'impact reste non-significatif avec une spécification différente.

Tableau 3.4 – Impact du contrat santé d'entreprise sur l'état de santé

VARIABLES	État de santé déclaré (Écart-type)		Indice "*Sf-36*" (Écart-type)	
	Modèle OLS	Modèle à Variable Instrumentale	Modèle OLS	Modèle à Variable Instrumentale
Couverture collective	0.00422	0.00907	-0.00128	0.0163
	(0.0197)	(0.0294)	(0.0196)	(0.0292)
Âge (Réf= 40-44 ans)				
25-29 ans	0.0553	0.0554	0.0602*	0.0607*
	(0.0339)	(0.0340)	(0.0337)	(0.0337)
30-34 ans	-0.0223	-0.0225	0.0384	0.0378
	(0.0297)	(0.0297)	(0.0295)	(0.0295)
35-39 ans	-0.0443	-0.0445	-0.0486*	-0.0493*
	(0.0291)	(0.0291)	(0.0288)	(0.0288)
45-49 ans	-0.0593**	-0.0595**	0.00781	0.00714
	(0.0273)	(0.0273)	(0.0271)	(0.0271)
50-54 ans	-0.134***	-0.134***	-0.0253	-0.0261
	(0.0292)	(0.0292)	(0.0289)	(0.0290)
Être un homme	0.0101	0.0100	0.126***	0.126***
	(0.0183)	(0.0183)	(0.0182)	(0.0182)
Diplôme inférieur au bac	-0.0128	-0.0126	-0.0394*	-0.0388*
	(0.0236)	(0.0237)	(0.0234)	(0.0235)
CSP (Réf= Ouvriers)				
Employés	0.00819	0.00802	-0.00819	-0.00879
	(0.0243)	(0.0243)	(0.0241)	(0.0241)
Cadres	0.0459	0.0457	-0.0146	-0.0154
	(0.0323)	(0.0323)	(0.0320)	(0.0321)
Contrat de travail précaire	-0.0179	-0.0189	0.000705	-0.00314
	(0.0319)	(0.0323)	(0.0316)	(0.0320)
Secteur Public	0.0371*	0.0378*	0.0233	0.0255
	(0.0216)	(0.0218)	(0.0214)	(0.0216)
Structure familiale (Réf= Couple avec enfant(s))				
Célibataire	-0.0453	-0.0456	-0.0759*	-0.0769**
	(0.0393)	(0.0393)	(0.0390)	(0.0390)
Famille monoparentale	-0.0198	-0.0198	-0.0664	-0.0665
	(0.0429)	(0.0429)	(0.0426)	(0.0426)
Couple sans enfant(s)	0.00451	0.00464	0.0433*	0.0437*
	(0.0260)	(0.0260)	(0.0258)	(0.0258)
Revenu du ménage (Réf=1er quintile)				
2ème quintile	-0.00149	-0.00238	0.0953***	0.0921***
	(0.0290)	(0.0293)	(0.0288)	(0.0291)
3ème quintile	0.000796	-0.000436	0.0693**	0.0648**
	(0.0305)	(0.0310)	(0.0303)	(0.0308)
4ème quintile	-0.0579*	-0.0590*	0.0759**	0.0718**
	(0.0308)	(0.0313)	(0.0306)	(0.0310)
5ème quintile	-0.00467	-0.00597	0.0730**	0.0683*
	(0.0349)	(0.0354)	(0.0346)	(0.0351)
Constante 0.531***	0.529***	0.422***	0.417***	
	(0.0436)	(0.0441)	(0.0433)	(0.0437)
Nombre d'observations	3131			

Source : ESPS (2012)

3.5 Conclusion

Si les dispositifs d'aide au développement de la Complémentaire, au niveau public (avec la CMU, le développement plus récent de l'ACS[9]) comme privé (dispositifs d'allègements de charges salariales pour les entreprises décidant d'instaurer ce dispositif) ont fait l'objet de travaux importants dans la littérature, peu d'études ont tenté d'estimer l'impact de la couverture santé sur l'état du travailleur. Cette thèse ayant comme objectif d'observer l'impact de la complémentaire sur le marché du travail, il est

9. Aide à la complémentaire santé

nécessaire d'avoir une idée de son rôle sur la santé du travailleur. Ainsi, deux questions ont été plus particulièrement traitées grâce aux données ESPS 2012. Dans un premier temps, nous montrons que la complémentaire santé n'a pas d'impact significatif sur l'état de santé déclaré ou calculé pour le travailleur, de l'ordre de 3,6 points de pourcentage pour l'état de santé calculé, mieux reconnu dans la littérature de par sa construction et les différents items abordés à travers celui-ci qu'une note déclarée d'état de santé. Du fait d'un nombre de personnes non-couvertes réduit au sein de l'échantillon (63 observations), nous tentons d'estimer plus précisément l'impact de la CSE sur les deux mesures d'état de santé retenues. Au delà d'un échantillon permettant une estimation plus précise, ce travail s'explique par le fait que les CSE sont reconnues comme étant généralement de meilleure qualité que les couvertures individuelles, traduisant des niveaux de remboursements plus importants. Surtout, la population français étant quasi-intégralement couverte par une complémentaire privée ou public, c'est désormais cette qualité qui est recherchée par les pouvoirs publics. Dans le cadre de la loi de généralisation, la très grande majorité des travailleurs ne passeront pas du statut de non-couvert au statut de couvert, mais plus généralement d'une complémentaire individuelle à une complémentaire collective non-choisie. Ainsi, nous montrons qu'accéder à une CSE n'augmente pas significativement l'état de santé, qu'il soit déclaré ou calculé, avec une probabilité d'avoir un score transformé supérieur à 60 de l'ordre de 2,9 points de pourcentage.

Si ces recherches ne traduisent pas de gains en termes d'état de santé d'accéder à la couverture ou plus généralement à la couverture collective, de nombreuses extensions sont nécessaires pour consolider et valider ces résultats. La première critique pouvant être apporté, au delà du fait de raisonner en coupe qui reste une contrainte liée aux données, est la dichotomisation de l'état de santé déclaré ou calculé. Néanmoins, ce choix résulte d'une forte concentration des notes déclaré entre 8 et 10, avec seulement 657 observations déclarant une note inférieure à 8 ou un score transformé inférieur à 45. Néanmoins, le score transformé étant représenté par une concentration du score autour de 7 valeurs bien réparties sur son échelle de 0 à 80, nous découpons, en an-

nexe, ce score en 7 classes afin d'évaluer l'impact de la complémentaire santé par un probit ordonné. Néanmoins, l'état de santé ne s'améliore pas du fait de la présence de la complémentaire santé, avec une probabilité de passer à l'état de santé calculé supérieur de 6 points de pourcentage. Enfin, des variables non disponibles dans l'enquête peuvent influer l'état de santé des individus, tel le secteur d'activité et les variables plus généralement liées à la structure de l'entreprise dans lequel l'individu travaille. Si cette non-prise en compte peut avoir un rôle sur cet état de santé, il est plus difficile de penser que leur prise en compte amènerait un impact significatif de la complémentaire sur l'état de santé.

3.6 Annexe A : Complémentaire santé et score d'état de santé : approche par classes

Une des critiques pouvant être avancée pour ce chapitre est la dichotomisation des deux mesures d'état de santé utilisées. Si le score moyen transformé au sein de l'échantillon est légèrement supérieur à 56, le score transformé est une échelle comportant une forte concentration sur 7 scores, autour desquels gravite l'ensemble des observations [10]. Ainsi, une analyse peut-être effectuée à l'aide d'un probit ordonné, permettant alors d'estimer la probabilité de passer à l'état de santé calculé supérieur lorsqu'un individu non-couvert accède à une complémentaire, toujours sur le sous-échantillon des personnes ayant une couverture choisie. Le tableau 3.5 résume les résultats trouvés. Le modèle 1 reste un modèle à régression linéaire simple, tandis que le modèle 2 est le probit ordonné, mieux adapté à la variable construite. A l'image du travail effectué dans le corps du chapitre, la probabilité de passer à un état de santé calculé supérieur lors de l'accès de la complémentaire santé n'est pas significatif, avec une probabilité de 5,9 points de pourcentage.

10. Le score, échelonné de 0 à 80, comporte de très fortes concentrations autour des scores suivants : 6.67, 13.33, 26.66, 33.33, 46.66, 53.33, 66.66.

Tableau 3.5 – Impact de la complémentaire santé sur l'état de santé calculé ordonné

VARIABLES	Indice "*Sf-36*"	
	Modèle OLS	Probit ordonné (Effets marginaux)
Couverture santé	0.0986	0.0586
	(0.255)	(0.137)
Âge (Réf= 40-44 ans)		
25-29 ans	0.385**	0.182*
	(0.176)	(0.0944)
30-34 ans	-0.00965	-0.0130
	(0.161)	(0.0861)
35-39 ans	-0.171	-0.101
	(0.156)	(0.0835)
45-49 ans	-0.0462	-0.0365
	(0.146)	(0.0779)
50-54 ans	-0.351**	-0.210**
	(0.157)	(0.0845)
Être un homme	0.709***	0.382***
	(0.0986)	(0.0529)
Diplôme inférieur au bac	-0.175	-0.0758
	(0.130)	(0.0693)
CSP (Réf= Ouvriers)		
Employés	-0.0864	-0.0465
	(0.135)	(0.0721)
Cadres	-0.104	-0.0522
	(0.186)	(0.0992)
Contrat de travail précaire	0.0460	0.0277
	(0.143)	(0.0764)
Secteur Public	0.266**	0.147***
	(0.106)	(0.0566)
Structure familiale (Réf= Couple avec enfant(s))		
Célibataire	-0.481**	-0.235**
	(0.200)	(0.108)
Famille monoparentale	-0.484**	-0.250**
	(0.205)	(0.110)
Couple sans enfant(s)	0.0639	0.0189
	(0.141)	(0.0752)
Revenu du ménage (Réf=1er quintile)		
2ème quintile	0.239*	0.129*
	(0.142)	(0.0763)
3ème quintile	0.161	0.0948
	(0.155)	(0.0833)
4ème quintile	0.188	0.116
	(0.155)	(0.0827)
5ème quintile	0.119	0.0728
	(0.187)	(0.0999)
Nombre d'observations	1673	

Source : ESPS (2012)

Chapitre 4

Couverture collective, politiques d'indemnisation et absentéisme

Résumé

Cet article s'intéresse au lien entre complémentaire santé d'entreprise (CSE) et probabilité d'arrêts maladie. L'enquête "Protection Sociale et Complémentaire d'Entreprise" (2009), par le biais d'un questionnaire salariés et d'un questionnaire établissements, permet d'éclaircir l'impact de ce contrat santé sur la probabilité de connaître au moins un épisode d'arrêt(s) maladie, en contrôlant de la structure des entreprises. Nous montrons que la présence d'une couverture collective peut avoir un effet différencié selon la taille et la politique d'indemnisation des firmes. Dans les très petites entreprises (0-9 salariés), la souscription à une complémentaire santé d'entreprise a un effet positif sur la probabilité d'avoir été en arrêt court (moins de 4 jours) au cours de l'année. En revanche, on ne trouve pas d'effet similaire dans les entreprises plus grandes, composées de 10 à 49 salariés ou de 50 salariés et plus. Cet effet différencié pourrait s'expliquer par le fait que les plus grandes entreprises ont souvent un régime d'indemnisation des arrêts plus généreux que la loi, contrairement aux Très Petites Entreprises. Cela signifierait qu'en l'absence de ce régime plus généreux, la complémentaire santé d'entreprise crée une incitation à l'absentéisme. En revanche, lorsque l'indemnisation des arrêts est généreuse, la contribution de la complémentaire santé d'entreprise à l'explication de l'absentéisme n'est plus significative.

4.1 Introduction

Souvent considéré comme un bien supérieur (Newhouse [1977]), la santé est un des enjeux pour les prochaines années. En 2014, selon les comptes de la DREES, 76% des dépenses de santé étaient financées par la Sécurité Sociale et par le biais de la CMU-C. [1] Caractérisé comme quasi-public, le système de santé français connait depuis la fin des années 1990, des réformes ayant deux objectifs. D'une part, des réformes ont lieu pour permettre un meilleur accès aux soins pour la population. Ainsi, une série de décisions ont été prises, comme la réforme de la CMU-c et de l'ACS [2], afin de permettre aux individus aux faibles revenus de bénéficier des soins à la fois indispensables et qui ne sont que partiellement pris en charge par la Sécurité Sociale. Ainsi, le rôle des complémentaires santé tient une place de plus en plus importante dans la structure de financement des dépenses. Notamment, elle a tendance à réduire significative le reste à charge des ménages lorsque ceux-ci doivent se soigner. Dans le cadre de cette généralisation, une nouvelle réforme entre en vigueur à partir du Janvier 2016. L'article L. 911-7 du Code de la sécurité sociale stipule : "*Les entreprises dont les salariés ne bénéficient pas d'une couverture collective à adhésion obligatoire en matière de remboursements complémentaires de frais occasionnés par une maladie, une maternité ou un accident (...) sont tenues de faire bénéficier leurs salariés de cette couverture minimale par décision unilatérale de l'employeur (...)*". Chaque entreprise, quelque soit sa structure, sa taille ou encore son secteur d'activité, devra proposer un contrat santé couvrant les dépenses établies par la loi. Le salarié, de son côté, sera obligé de choisir ce contrat associé à son salaire au moment de l'embauche. Cette réduction du reste à charge peut conduire à un phénomène bien connu d'aléa moral de la part du salarié. Sachant qu'il est mieux couvert, il risque de surconsommer des soins, c'est à dire d'effectuer des dépenses de santé, inutiles du point de vue de sa santé et qui seront coûteuses pour le système. Ce phénomène d'aléa moral a largement été étudié dans la littérature sous l'angle des dépenses de santé (Caussat et Glaude [1993], Newhouse et Group [1993]). Cependant, nous pouvons penser que ce phénomène peut se traduire aussi par une surconsomma-

1. Couverture Maladie Universelle-Complémentaire
2. Aide à la complémentaire Santé

tion d'arrêts maladie au sens où certaines dépenses occasionnées par ces arrêts seraient mieux remboursées. Dès lors, la loi de généralisation de la complémentaire contribuerait à une augmentation des dépenses de santé en termes d'indemnité journalières. En 2008, le montant versé au titre des Indemnités Journalières (IJ) par l'Assurance maladie obligatoire s'élève à plus de 11 milliards d'euros. Si une baisse des arrêts a été notée au début des années 2000, le nombre de jours d'arrêts tend à augmenté depuis 2006. Mais surtout, cette réforme aurait des effets potentiellement défavorables dans les entreprises car elle contribuerait à augmenter l'absentéisme.

Les coûts de l'absentéisme pour une entreprise sont nombreux, que ce soit en termes de remplacement des absents, du surcoût lié aux heures supplémentaires ou des désorganisations induites. Ces coûts diffèrent fortement selon la taille de l'entreprise. Théoriquement, Coles et Treble [1996] avancent l'idée qu'une absence de la part des salariés est un coût moindre pour les grandes firmes par le fait qu'ils peuvent s'assurer plus facilement contre cette absence. Le niveau d'absentéisme à l'équilibre est différent selon la technologie utilisée et la taille de la firme. Comme ces TPE seront les plus affectées par la loi de généralisation de la complémentaire, étant donné la très faible part de ces entreprises proposant d'ores et déjà des contrats collectifs, il convient d'examiner l'effet de la complémentaire santé entreprise sur les comportements d'absentéisme, notamment dans ces entreprises. Nous examinerons l'effet sur la probabilité d'avoir connu au moins un arrêt maladie au cours de l'année et aussi sur le nombre de jours d'arrêts pris au cours de l'année en traitant du biais d'endogénéité lié au fait de souscrire à un contrat collectif de complémentaire santé. De plus, comme la réforme de la généralisation de la complémentaire santé affecte surtout les très petites entreprises, moins nombreuses à proposer de tels contrats avant le 1er janvier 2016, nous analyserons cet effet selon la taille des entreprises.

Dans la section suivante, nous exposons les différentes méthodes utilisées et résultats trouvés en économie de la santé, en résumant principalement les travaux se focalisant sur le problème lié à l'aléa moral et ceux s'intéressant aux déterminants de l'ab-

sentéisme. La section 4.3 présente les données de l'enquête "Protection Sociale Complémentaire Entreprise" (PSCE 2009) sur lesquelles nous nous appuyons. Elle explique la méthode utilisée et les premiers résultats pour mesurer l'impact d'une complémentaire santé sur la probabilité de prendre un arrêt maladie sur les 12 derniers mois. La section 4.4 explicite la méthode utilisée afin de mesurer le nombre de jours d'absence au cours de cette même année. Nous montrons que la présence d'une complémentaire aura un impact différencié selon la taille de l'entreprise et sa politique d'indemnisation des arrêts maladie. La section 4.5 conclut.

4.2 Revue de la littérature

Une large partie de la littérature confirme par des travaux empiriques la présence de déterminants à caractéristiques personnelles et professionnelles pour expliquer l'absentéisme de la part des salariés. La complémentaire santé, et plus généralement l'impact de couvrir les dépenses de soins sur les choix individuels de dépenses, occupent une grande partie des études à la fois théoriques et surtout empiriques en économie de la santé. Très rapidement, on constate la difficulté de différencier aléa moral et anti-sélection, avec entre autres, le problème d'endogénéité de la variable de co-paiement lorsque le choix d'assurance est laissé à l'individu. L'expérience contrôlée de la RAND, menée par Newhouse et Group [1993], indique clairement une hausse de la demande lorsque le niveau de couverture augmente, pour une élasticité-prix proche de -0.2. Depuis, une multitude de travaux ont été réalisés, notamment sur des données en coupes, en traitant l'assurance comme une variable endogène. Sur données françaises, Caussat et Glaude [1993] et Genier [1998] concluent à des effets différenciés selon le type de dépenses. Pour Caussat et Glaude [1993], dans un modèle à équations simultanés pour prendre en compte l'endogénéité de la variable d'assurance, les dépenses ambulatoires croissent avec le niveau de couverture. Il y'a ainsi présence d'aléa moral lié au fait de détenir une complémentaire santé.

L'aléa moral en termes de surconsommation d'arrêts maladie a surtout été étudié

dans la littérature en lien avec les politiques d'indemnisation. Les travaux récents ont montré un lien positif entre l'indemnisation des arrêts et la durée des arrêts de la part des travailleurs. Sur données allemande, Ziebarth et Karlsson, trouvent à la fois une probabilité plus faible de recourir à un arrêt maladie (Ziebarth et Karlsson [2010]) et une durée d'arrêt plus faible (Ziebarth et Karlsson [2014]) lorsque le niveau d'indemnisation diminue. Johansson et Palme [2005] utilisent la réforme suédoise consistant à baisser le taux de remplacement du salaire en cas d'absence pour maladie, notamment sur les arrêts courts, pour constater la présence d'aléa moral sur les arrêts courts (inférieurs à 7 jours). Chaupain-Guillot et Guillot [2009], en exploitant deux vagues de l'ECHP[3], confirme le lien positif entre régime d'indemnisation et probabilité d'absence, pour les hommes et pour les femmes. Néanmoins, une distinction importante semble se dessiner entre les arrêts courts et les arrêts longs. En France, Pollak [2013] observe l'impact du délai de carence sur le recours aux arrêts maladie. A l'aide de l'enquête PSCE 2009, l'auteur constate que la probabilité d'avoir un arrêt maladie n'est pas plus élevée pour les personnes couvertes par le délai. En revanche, le nombre de jours pris dans l'année est significativement plus court. Halima *et al.* [2015] étudient, à l'aide de la base HYGIE, l'impact des niveaux d'indemnisation complémentaires (les conventions collectives au sein des firmes) sur la fréquence, la durée et le nombre de jours d'arrêts maladie durant l'année. A l'instar du travail réalisée par Pollak [2013], des salariés bien couverts ont tendance à prendre plus fréquemment des arrêts maladie, attestant la présence potentielle d'aléa moral. Néanmoins, les employés peu indemnisés connaissent des arrêts maladie moins nombreux mais plus longs lorsqu'ils apparaissent, du fait de la contrainte financière sur ces mêmes arrêts courts. Ainsi, si la législation a tendance à réduire les arrêts courts et évite, par la même, une "consommation" excessive d'arrêt maladie, elle peut aussi inciter l'individu à ne pas prendre des arrêts utiles, risquant au final une dégradation de son état de santé sur le plus long terme.

Si l'indemnisation joue sur la probabilité d'absence, peu de travaux évaluent l'impact de la structure de la firme sur la probabilité d'arrêt. Empiriquement, plusieurs études

3. l'European Community Household Panel (ECHP)

ont montré un taux d'absentéisme plus importants dans les grands établissements. Barmby et Stephen [2000], sur données allemandes, confirme ce lien positif entre taille et probabilité d'absence pour cause de maladie. Winkelmann [1999] trouve lui que les travailleurs allemands présents dans les grandes firmes sont absents plus longtemps (1.6 jours en plus) lorsqu'ils prennent un arrêt maladie. Il justifie cet écart par une probabilité plus faible d'être détecté en cas de "triche" dans les grandes firmes.

Les études empiriques connues ne s'intéressent pas spécifiquement aux très petits établissements, représentant 80.6% des établissements français en 2011. Or, on se dit intuitivement que les enjeux et les difficultés auxquels sont confrontés ces établissements sont différents des établissements aux effectifs plus importants, tandis que les incitations pour les travailleurs ne sont pas nécessairement les mêmes selon le salaire proposé, la structure ou encore l'environnement de la firme. Dans cette littérature, l'aléa moral se traduit généralement par une surconsommation de soins. Néanmoins, l'aléa moral peut résulter d'un plus fort absentéisme au travail. Dans un premier temps, nous analysons les déterminants des arrêts maladie, où nous insistons particulièrement sur l'impact de la complémentaire collective sur la probabilité d'avoir eu un arrêt maladie au cours des 12 derniers mois. Plus précisément, nous montrons que la présence d'une complémentaire au sein de l'entreprise aura un effet différencié selon la structure et la taille de la firme. Dans le cadre de la mise en place de la couverture obligatoire pour le 1er Janvier 2016, ce sont essentiellement les firmes de petites tailles ("0-9 salariés") qui risqueront de subir l'aléa moral lié au fait de détenir une complémentaire santé. Dans un second temps, dans le cadre d'Angrist *et al.* [1996] (AIR), nous nous intéressons à l'impact d'une couverture obligatoire pour les personnes qui, auparavant, n'avaient pas accès à une complémentaire obligatoire de la part de leur entreprise, sur leur probabilité d'être absent 'k' jours dans l'année pour arrêt de travail. On constate un aléa moral sur les arrêts courts, inférieurs à 10 jours. Ainsi, les firmes à effectifs réduits subiront des effets négatifs la mise en place de cette loi, par un potentiel aléa moral de leur travailleurs sur les arrêts courts. La prochaine section décrit les données utilisées et l'échantillon retenu.

4.3 Présentation des données

L'enquête "Protection Sociale Complémentaire d'Entreprise" (PSCE 2009) est une enquête menée par l'IRDES[4] (et financée par la DREES[5]) depuis 2003. Celle-ci est menée auprès de 1700 établissements et 3000 salariés appartenant à ces établissements. Elle offre la possibilité de lier conjointement décisions des firmes et salariés concernant la complémentaire santé, et comportements des deux acteurs sur le marché. Un premier questionnaire, destiné aux salariés, résume les différentes caractéristiques individuelles, les conditions de travail, son état de santé et les arrêts de travail auxquels il a été confronté. Le deuxième, destiné aux firmes, décrit la structure des firmes (secteur d'activité, taille d'entreprise...) et la politique d'indemnisation en termes de dépenses de santé à destination de ses salariés. Il est donc possible d'étudier l'impact de la loi de généralisation de la complémentaire santé sur le comportement d'absentéisme des salariés, selon la structure de la firme dans laquelle il travaille.

Une sélection précise de l'échantillon a été réalisée. Premièrement, nous nous intéressons seulement aux travailleurs. En effet, puisque nous nous focalisons sur les arrêts maladie, les chômeurs et retraités sont exclus de l'échantillon. Une sélection en termes d'âge a été effectuée, en utilisant essentiellement les personnes âgées entre 16 et 59 ans. Les personnes couvertes par la Couverture Maladie Universelle (CMU), ainsi que les personnes sous le régime de l'Affection Longue Durée (ALD) ont été retirées, ces derniers possédant un régime particulier en termes d'indemnisation journalières et de délais de carence[6]. Notre échantillon ainsi sélectionné s'élève à 1882 observations.

La littérature a déjà, par de nombreux travaux, tenté d'explorer les déterminants de la prise d'arrêt(s) maladie. Selon Ose [2005] et Allen [1981], les femmes ont tendance à prendre plus d'arrêts maladie que les hommes. Le principal facteur explicatif généralement avancé, au delà de l'état de santé, est la difficulté à concilier vie familiale et vie professionnelle (Chaupain-Guillot *et al.* [2007]). Qui plus est, cette difficulté est

4. Institution de Recherche et de Documentation en Économie de la Santé
5. Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques
6. Lorsqu'une personne est déclarée en ALD, le délai de carence n'est retenu que pour le premier arrêt de travail pour une période de trois ans (quand l'arrêt de travail est en rapport avec la maladie).

d'autant plus prononcée lorsqu'il y'a un enfant en bas âge au sein du ménage (Vlassenko et Willard [1984], Chaupain-Guillot *et al.* [2007] ou Vistnes [1997]). Ensuite, l'âge est généralement considéré comme un des principaux déterminants des arrêts maladie, puisqu'il accroît la probabilité d'avoir un arrêt (Barmby et Stephen [2000], Livanos et Zangelidis [2010]). Depardieu et Lollivier [1985] utilisent même l'âge comme un proxy de l'état de santé [7] Le contrat de travail est aussi un facteur déterminant dans la probabilité d'arrêts maladie . Chaupain-Guillot *et al.* [2007] et Engellandt et Riphahn [2005], en utilisant le type de contrat de travail (contrat à durée déterminée (CDD) versus contrat à durée indéterminée (CDI)), mettent en évidence que les titulaires d'un CDD sont moins enclins à prendre des arrêts maladie que les titulaires d'un CDI. Une fois qu'un individu occupe un statut précaire sur le marché du travail, et qu'il craint de ne pas stabiliser sa situation professionnelle par l'obtention d'un CDI, il prend peu d'arrêts maladie. Les individus appartenant au Régime d'Alsace Moselle sont contrôlés de l'échantillon. En effet, ce régime français est particulièrement généreux, à la fois en termes de remboursement lorsqu'un individu est arrêté pour cause de maladie, et possède un nombre de jours de carence diminué, ce qui tend à diminuer le coût de l'absence au travail. Ce type de dispositif a tendance à augmenter le risque d'arrêt (Henrekson et Persson [2004], Johansson et Palme [2002], Johansson et Palme [2005]), Puhani). Enfin, les niveaux de formation et les Catégories Socio-Professionnelles (CSP) sont elles aussi contrôlées dans les variables explicatives. Ces deux variables permettent de contrôler du niveau de rémunération de l'individu et des conditions de travail généralement associées.

Il est essentiel de présenter les principales statistiques importantes décrivant l'échantillon, afin d'établir quelques faits pour la suite de notre étude. Le tableau 4.1 présente les caractéristiques des firmes au sein de l'échantillon retenu. Les entreprises ont été segmentées en 3 tailles, qui dépendent traditionnellement de la législation sur la présence des partenaires sociaux au sein de l'établissement. Les "0-9" salariés [8], que nous pourrons décrire comme les Très Petites Entreprises (TPE), représentent 33% de l'échantillon

7. Steers et Rhodes [1984] trouvent une corrélation positive entre état de santé et absence au travail.

8. Il est important de signaler que, parmi les 0-9 salariés, seule une très faible part des établissements (3%) appartiennent à une entreprise de plus grande taille. L'enquête correspond donc particulièrement à notre champ d'étude.

global et ont la caractéristique de proposer plus rarement une complémentaire santé à leur salarié (52,9%), comparativement aux entreprises de "10-49" salariés (61,6%) et les "50 salariés et plus" (78,9%). [9] En différenciant par taille, on constate que la probabilité de subir un arrêt de travail au cours de l'année est significativement plus faible chez les travailleurs appartenant à la catégorie "0-9 salariés". La difficulté à remplacer un salarié absent et la probabilité d'être plus facilement détecté par l'employeur sont des raisons susceptibles d'expliquer ce phénomène. D'ailleurs, nous observons dans le tableau 1 que cette différence concerne surtout les arrêts courts (arrêt maladie inférieur à 4 jours). La variance observée par taille s'explique surtout par les arrêts courts.

Les données nous permettent de distinguer les entreprises selon leurs caractéristiques propres et selon les politiques choisies en dépenses de santé et couverture(s) proposée(s). On peut ainsi décrire les catégories de travailleurs couverts ou non par une complémentaire santé obligatoire, mais aussi si la politique d'indemnisation des arrêts maladie est plus généreuse que ce que propose la loi. "PSCE 2009" interroge les firmes sur la générosité de leur politique d'indemnisation par le biais d'une question sur le délai de carence et la loi de mensualisation. Le graphique 4.1 nous permet de mieux comprendre le système d'indemnisation des arrêts maladie au sein des firmes. Deux seuils cruciaux tendent à le dessiner. Ainsi, l'existence d'un délai de carence pour cause de maladie tend à réduire l'incitation à s'arrêter. Si l'entreprise décide de se limiter à cette loi, le salarié ne percevra une indemnisation de la part de l'Assurance Maladie qu'à partir du 4ème jour, et à hauteur de 50% du salaire journalier de base. La loi de mensualisation impose elle aux entreprises de verser le montant complémentaire de la somme déjà versée par la Sécurité Sociale, de tel sorte que le salarié soit indemnisé à hauteur de 90% du salaire journalier de base à partir du 8ème jour.

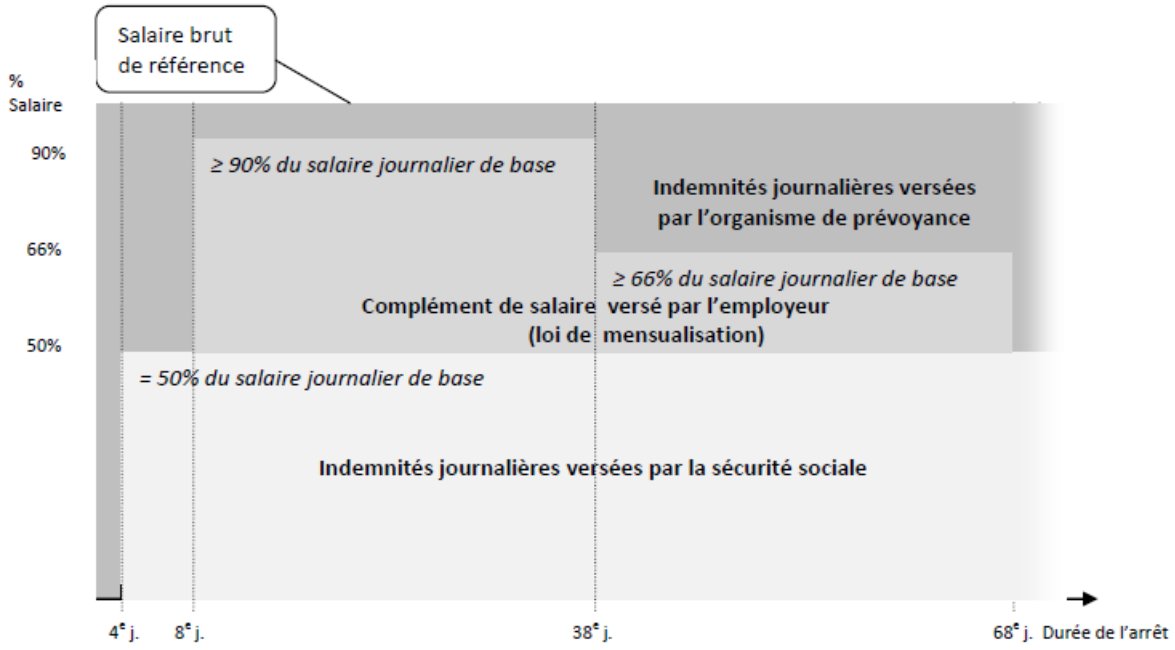
9. Une 4ème classe, les "250 salariés et plus", a été envisagé mais le nombre d'observations ne permettait pas un travail économétrique rigoureux. Les principaux résultats exposés ne se trouvent pas modifié en établissant cette dernière catégorie.

Tableau 4.1 – Caractéristiques des firmes

	Taille des firmes		
VARIABLES	0-9 salariés	10-49 salariés	50 salariés et plus
Complémentaire entreprise...			
... Obligatoire	171 (27,5%)	248 (37,4%)	376 (62,5%)
... Facultative	58 (25,4%)	79 (24,2%)	74 (16,4%)
Ne propose pas de complémentaire	388 (47,1%)	336 (38,4%)	152 (13,6%)
Secteur			
Construction	108 (17,5%)	136(20,5%)	108(17,9%)
Industrie	176 (28,5%)	136(20,5%)	187(31,1%)
Service	334 (54%)	391 (59%)	307 (51%)
Catégories Socio-Professionnelles			
Ouvriers/Employés	423 (68,6%)	389 (58,7%)	321 (53,3%)
TPI	147 (23,8%)	208 (31,4%)	165 (27,4%)
Cadres	47 (7,6%)	66 (9,9%)	116 (19,3%)
Conditions de travail...			
...Pénible	368 (59,6%)	423 (63,8%)	391 (65%)
...Non pénible	249 (40,4%)	240 (36,2%)	211 (35%)
Contrat de travail			
...CDI	565 (91,6%)	610 (92%)	575 (95,5%)
...CDD/Intérim	52 (8,4%)	53 (8%)	27 (4,5%)
...Temps complet	450 (72,9%)	505(76,2%)	513(85,2%)
...Temps partiel	167 (27,1%)	158(23,8%)	89 (14,8%)
Arrêts de travail			
$\leq$ 3 jours	34 (5,5%)	58 (8,75%)	62 (10,3%)
$>$ 3 jours	132 (21,4%)	142 (21,4%)	143 (23,7%)
Pas d'arrêt de travail	451 (73,1%)	463 (69,8%)	397 (65,9%)
État de santé			
Bon état de santé	531(86,1%)	578(87,2%)	531(88,2%)
Mauvais état de santé	86 (13,9%)	85(12,9%)	71(11,8%)
Éducation			
Aucun diplôme/CEP/BDC	90 (14,6%)	98(14,8%)	96(15,9%)
CAP/BEP	229 (37,1%)	198(29,9%)	172(28,6%)
Baccalauréat	112 (18,1%)	134(20,2%)	101(16,8%)
$\leq$ Bac+2	103 (16,7%)	115(17,3%)	109(18,1%)
$>$ Bac+2	83 (13,5%)	118(17,8%)	124(20,6%)
Salaire			
1er Quintile	167 (27,1%)	134 (20,2%)	69 (11,4%)
2ème Quintile	148 (24%)	128 (19,3%)	81 (13,5%)
3ème Quintile	122 (19,8%)	135 (20,4%)	107 (17,8%)
4ème Quintile	97 (15,7%)	143 (21,6%)	160 (26,6%)
5ème Quintile	83 (13,4%)	123 (18,5%)	185 (30,7%)
Âge			
16-24 ans	93 (15%)	67 (10,1%)	24 (4%)
25-49 ans	403 (65,3%)	440 (66,4%)	427 (70,9%)
50 ans et +	121 (19,6%)	156 (23,5%)	151 (25,1%)
Sexe			
Homme	319 (51,7%)	385 (58,1%)	364 (60,5%)
Femme	298 (48,3%)	278 (41,9%)	238 (39,5%)
Nombre d'observations	617	663	602

Source : PSCE (2009)

Graphique 4.1 – Loi de mensualisation (19 Janvier 1978)



Source : CTIP

Une première façon de distinguer les firmes entre elles est d'observer leur générosité ou non envers tout ou partie de leurs salariés. Le tableau 4.2 explicite cette générosité, à la fois pour le délai de carence et la politique d'indemnisation. Plusieurs facteurs semblent jouer sur le choix d'indemniser ou non généreusement les travailleurs. Les cadres sont les mieux lotis en cas d'arrêt maladie, avec 71,2% de la population généreusement indemnisée, contre 53% pour les ouvriers. Ce phénomène de "sélection" des firmes s'apparente comme un avantage "monétaire" permettant d'inciter le cadre à rester au sein de l'entreprise. Qui plus est, le secteur des services est le secteur qui offre le plus d'avantages, par le fait que les conditions d'indemnisation sont à la fois plus généreuses et le travail moins pénible (relativement aux secteurs de la construction et de l'industrie). La taille de la firme est le troisième facteur le plus important, avec une générosité qui augmente avec le nombre d'employés dans l'établissement. La moindre générosité en termes de régimes d'indemnisation des arrêts, pour les TPE, pourrait s'expliquer par un effet de structure. La part des cadres y est plus faible, et ce sont eux qui sont concernés par cette générosité. Sur l'échantillon global, on constate paradoxalement que les entreprises sont généreuses lorsque le travail n'est pas pénible. Le tableau descriptif précédent (ta-

bleau 4.1) montre qu'il est nécessaire de segmenter cette analyse par taille, mais aussi par secteur.

Tableau 4.2 – Politique d'indemnisation des firmes

	Indemnisation...		Délai de carence...		
VARIABLES	Généreuse (%)	Non généreuse (%)	Financé (%)	Non financé	Ensemble
Taille de l'entreprise					
0-9 salariés	333 (54%)	284 (46%)	273 (55,7%)	344 (44,3%)	617
10-49 salariés	385 (58,1%)	278 (41,9%)	371 (56%)	292 (44%)	663
50 salariés et plus	377 (62,6%)	225 (37,4%)	403 (66,9%)	199 (33,1%)	602
Secteur					
Construction	190 (54%)	162 (46%)	163 (46%)	189 (54%)	352
Industrie	279 (55,9%)	220 (44,1%)	283 (56,7%)	216 (43,3%)	499
Service	626 (60,7%)	405 (39,3%)	601 (58,3%)	430 (41,7%)	1031
Catégories Socio-Professionnelles					
Ouvriers/Employés	601 (53%)	532 (47%)	534(47,1%)	599 (52,9%)	1133
TPI	331 (63,6%)	189 (36,4%)	348 (33,1%)	172 (66,9%)	520
Cadres	163 (71,2%)	66 (28,8%)	165 (28%)	64 (72%)	229
Conditions de travail...					
...Pénibles	713 (60,3%)	469 (30,7%)	695 (58,8%)	487 (41,2%)	1182
...Non-pénibles	382 (54,6%)	318 (45,4%)	352 (50,3%)	348 (49,7%)	700
Contrat de travail					
...CDI	1021 (58,3%)	729 (41,7%)	986 (56,3%)	764 (43,7%)	1750
...CDD/Intérim	74 (56,1%)	58 (43,9%)	61 (46,2%)	71 (53,8%)	132
...Temps complet	858(58,4%)	610 (41,6%)	833 (56,7%)	635 (43,3%)	1468
...Temps partiel	237(57,2%)	177 (42,3%)	214 (51,7%)	200 (48,3%)	414
État de santé					
Bon état de santé	958 (58,4%)	682 (41,6%)	123 (50,8%)	119 (49,2%)	1640
Mauvais état de santé	137 (56,6%)	105 (44,4%)	924(56,3%)	716 (44,7%)	242
Éducation					
Aucun diplôme/CEP/BDC	162 (57%)	122 (43%)	135 (47,5%)	149 (52,5%)	284
CAP/BEP	318 (53,1%)	281 (46,9%)	298 (49,7%)	301 (50,3%)	599
Baccalauréat	195 (56,2%)	152 (43,8%)	183 (52,7%)	164 (47,3%)	347
$\leq$ Bac+2	206 (63%)	121 (37%)	206 (63%)	121 (37%)	327
$>$ Bac+2	214 (65,8%)	111 (34,2%)	225 (69,2%)	100 (30,8%)	325
Salaire					
1er Quintile	197 (53,2%)	173 (46,8%)	177 (47,8%)	193 (52,2%)	370
2ème Quintile	201 (56,3%)	156 (43,7%)	170 (47,6%)	187 (52,4%)	357
3ème Quintile	199 (54,7%)	165 (45,3%)	172 (47,2%)	192 (52,3%)	364
4ème Quintile	239 (59,8%)	161 (40,2%)	247 (61,7%)	153 (38,3%)	400
5ème Quintile	259 (66,2%)	132 (33,8%)	281 (71,9%)	110 (28,1%)	391
Âge					
16-24 ans	102 (55,4%)	82 (44,6%)	87 (47,3%)	97 (52,7%)	184
25-49 ans	741 (58,3%)	529 (41,6%)	706 (55,6%)	564 (44,4%)	1270
50 ans et +	252 (58,9%)	176 (41,1%)	254 (59,3%)	174 (40,7%)	428
Sexe					
Homme	619 (58,5%)	449 (41,5%)	599 (56,1%)	469 (43,9%)	1685
Femme	476 (58%)	338 (42%)	448 (55%)	366 (45%)	814
Nombre d'observations	1095	787	1047	835	1882

Source : PSCE (2009)

Le tableau 4.3 distingue les arrêts maladie selon leur durée et la structure de la firme. Si la pénibilité du travail ou le secteur d'activité ne semblent pas jouer un rôle premier, on constate une différence importante entre les CSP ou la taille de l'entreprise. Si, en moyenne, un cadre a une probabilité plus faible de connaitre un arrêt maladie, on constate qu'ils ont tendance à observer plus d'arrêts courts que les ouvriers ou

professions intermédiaires. De même, les travailleurs appartenant à des entreprises de petites tailles ont une probabilité moins importantes de subir au moins un arrêt maladie au cours de l'année. Les arrêts courts sont significativement moins importants dans les TPE, avec 4% des enquêtés qui déclarent avoir connu un arrêt maladie strictement inférieur à 4 jours, contre 9% dans les "10-49" salariés et 11% dans les "50 salariés et plus". Une statistique importante est le lien entre état de santé et le nombre de jours d'absence connu sur les 12 derniers mois. Si la probabilité de connaitre un arrêt long est significativement plus importante lorsque l'on est en mauvaise santé, la relation n'est plus vérifiée pour les arrêts courts. 39,7 % des personnes se déclarant en mauvaise santé ont connu un arrêt maladie supérieur à 3 jours, contre 19% des personnes en bonne santé. A l'inverse, le taux d'arrêt(s) court(s) chez les personnes en mauvaise santé est de 6,5% contre 8,5% pour les travailleurs en bonne santé. Une personne se déclarant en mauvaise santé peut alors avoir une probabilité plus faible de connaitre un arrêt court qu'une personne en bonne santé, mais un nombre de jours d'arrêts cumulés dans l'année plus important. Les déterminants des arrêts courts semblent ainsi plus délicats à estimer. Enfin, on observe une probabilité d'arrêt(s) court(s) de 9,5% chez les personnes qui sont couverts par leur entreprise (de manière obligatoire ou facultative), contre 6,7% pour les travailleurs couverts par leur propres moyens. Cette différence, significative pour les arrêts courts dans les tests effectués, ne l'est plus lorsqu'on se focalise sur la probabilité de connaitre un arrêt long, soit au moins 4 jours d'absence.

La section suivante explique l'instrument choisit pour estimer notre modèle économétrique et détaille la méthode développée par Angrist *et al.* [1996] qui nous permettra d'estimer l'impact d'être couvert en santé sur la probabilité de connaitre un arrêt maladie dans l'année, et la durée d'absence au cours de celle-ci. L'apport de leurs travaux est d'analyser un cadre économétrique avec effets hétérogènes dans la population en expliquant la définition causale que peut avoir l'estimateur par variable instrumentale.

Tableau 4.3 – Caractéristiques des arrêts

	Arrêts maladie		
VARIABLES	$\leq$ 3 jours (%)	$>$ 3 jours (%)	Aucun arrêt (%)
Complémentaire "hors entreprise"	55 (6,7%)	177 (21,5%)	590 (71,8%)
Complémentaire entreprise...	96 (9,5%)	225 (22,4%)	684 (68%)
... Obligatoire	73 (9,2%)	186 (23,4%)	535 (67,4%)
... Facultative	23 (10,9%)	39 (18,5%)	149 (70,6%)
Secteur			
Construction	29 (8,3%)	76 (21,6%)	247 (70,2%)
Industrie	42 (8,4%)	125 (25%)	332 (66,5%)
Service	83 (8%)	216 (21%)	732 (71%)
Catégories Socio-Professionnelles			
Ouvriers/Employés	83 (7,3%)	285 (25,1%)	765 (67,5%)
TPI	49(9,4%)	101 (19,4%)	370 (71,1%)
Cadres	22(9,6%)	31 (13,5%)	176 (76,9%)
Effectif			
0-9 salariés	34 (5,5%)	132 (21,4%)	451 (73,1%)
10-49 salariés	58 (8,7%)	142 (21,4%)	463 (69,8%)
50 salariés et plus	62 (10,3%)	143 (23,8%)	397 (65,9%)
Conditions de travail...			
...Pénible	51 (7,3%)	186 (26,6%)	463 (66,1%)
...Non pénible	103 (8,7%)	231 (19,5%)	848 (71,8%)
Contrat de travail			
...CDI	141 (8,1%)	398 (22,7%)	1211 (69,2%)
...CDD/Intérim	13 (9,8%)	19(14,4%)	100 (75,8%)
...Temps complet	128 (8,7%)	343 (23,4%)	997 (67,9%)
...Temps partiel	26 (6,3%)	14 (17,9%)	314 (75,8%)
État de santé			
Bon état de santé	139 (8,5%)	321 (19,6%)	1180 (71,9%)
Mauvais état de santé	15 (6,2%)	96 (39,7%)	131 (54,1%)
Éducation			
Aucun diplôme/CEP/BDC	22 (7,7%)	73 (25,7%)	189 (66,5%)
CAP/BEP	38 (6,3%)	147 (24,5%)	414 (69,1%)
Baccalauréat	27 (7,8%)	81 (23,3%)	239 (68,9%)
$\leq$ Bac+2	28 (8,6%)	68 (20,8%)	231 (70,6%)
$>$ Bac+2	39 (12%)	46 (14,7%)	238 (73,2%)
Salaire			
1er Quintile	30 (8,1%)	82 (22,2%)	258 (69,7%)
2ème Quintile	23 (6,4%)	104 (29,1%)	230 (64,4%)
3ème Quintile	25 (6,9%)	88 (24,2%)	251 (69%)
4ème Quintile	44 (11%)	91 (22,7%)	265 (66,2%)
5ème Quintile	32 (8,2%)	52 (13,3%)	307 (78,5%)
Âge			
16-24 ans	21 (11,4%)	47 (25,5%)	116 (63%)
25-49 ans	101 (7,9%)	299 (23,5%)	870 (68,5%)
50 ans et +	32 (7,5%)	71 (16,6%)	325 (75,9%)
Sexe			
Homme	88 (8,2%)	227 (21,2%)	753(70,6%)
Femme	66 (8,1%)	190 (23,3%)	558(68,6%)
Nombre d'observations	154	417	1311

Source : PSCE (2009)

4.4 Probabilité d'arrêts maladie et complémentaire santé

4.4.1 Le caractère obligatoire de la complémentaire santé

Pour mesurer l'effet de la souscription à une complémentaire santé d'entreprise sur la prise d'arrêts maladie, il est difficile et peu convaincant d'utiliser un modèle à régression linéaire simple. Dans notre cadre, utiliser le caractère obligatoire de la complémentaire santé entreprise comme instrument afin d'annihiler l'anti-sélection lié au choix d'assurance est une bonne solution pour plusieurs raisons. L'aléa moral est entendu ici comme le surplus de probabilité potentiel d'arrêt maladie du au seul d'être couvert pour ce type de prestation. Le problème de sélection adverse s'intéresse lui, comme son nom l'indique, au problème de sélection de la part des agents couverts. Un individu fréquemment ma-

lade, qui anticipe des dépenses en santé élevées ou un temps d'absence important, choisira la complémentaire qui lui sera adapté et qui couvrira ses besoins. Le fait d'adhérer automatiquement à la complémentaire au moment de l'embauche exclut la possibilité pour l'assuré de choisir son contrat relativement à son état de santé ou de potentielles dépenses futures qui seraient couvertes par son contrat santé. Qui plus est, même si l'individu a le choix quant à l'acceptation ou au refus du job, il est difficile à admettre que, dans le cas français, l'individu puisse refuser le poste sous prétexte qu'il ne souhaite pas adhérer à cette complémentaire [10].

S'il existe une anti-sélection lié au fait de posséder une couverture de la part de l'assuré, celui-ci peut potentiellement être présent du côté de l'employeur. Ce dernier peut utiliser la couverture santé comme un outil pour distinguer les personnes en mauvaise santé des personnes en bonne santé. Néanmoins, au delà de l'interdiction de discriminer clairement selon l'état de santé, le fait de proposer une complémentaire santé obligatoire en 2009 semble résulter des gains potentiels liés à l'exonération d'une partie des charges sociales. Néanmoins, l'instrument utilisé ne permet pas de résoudre entièrement le problème du choix de l'entreprise de proposer un contrat collectif. Contrôler par les caractéristiques de l'entreprise est essentiel pour comprendre pourquoi l'entreprise propose réellement un contrat santé. La taille de l'entreprise, le régime d'indemnisation des arrêts ou encore les conditions de travail permettent de mieux cerner ce choix.

4.4.2 Méthode économétrique

Pour pouvoir estimer l'aléa moral en santé, la stratégie développée par Angrist *et al.* [1996] est particulièrement adaptée. Dans leur article, les auteurs se préoccupent des effets causaux au sein des sous-populations d'un échantillon. En effet, ils montrent qu'une estimation par variable instrumentale ne peut mesurer qu'un effet local appelé le LATE ("Local Average Treatment Effect") sur un sous-échantillon particulier d'individus, les compliers, qui répondent effectivement à l'instrument ou variable d'assignation du

10. L'enquête PSCE 2009 interroge les individus sur l'importance de la complémentaire dans l'acceptation du job. Dans notre échantillon, seulement 17% considèrent ce critère comme déterminant.

traitement choisi. Dans notre cas, notre variable d'assignation correspond au caractère obligatoire de la complémentaire entreprise. Un individu est dit complier s'il souscrit à une complémentaire entreprise seulement si elle est obligatoire. Nous reprenons les notations du cadre d'Angrist et al. Angrist *et al.* [1996]. $Y_i(1)$ ($Y_i(0)$) désignent respectivement la probabilité d'arrêt maladie pour la sous-population qui possèdent (ne possèdent pas) une complémentaire santé obligatoire. La variable instrumentale Z_i représente le fait d'être couvert ($Z = 1$) ou non ($Z = 0$) par une couverture obligatoire. $D_i(Z_i)$ est le choix de l'individu concernant la couverture. $D_i(0) = 1$ schématise l'idée qu'un individu sans complémentaire en prenne une ($D_i(0) = 0$ sinon). C'est en réalité la représentation du caractère choisi de la complémentaire santé. Si la couverture de groupe est obligatoire pour le salarié, alors $D_i(1) = 1$. La variable X_i représentera les variables explicatives du modèle. Enfin, $Y_i(z; d)$ est le fait d'avoir un arrêt maladie ou non selon le fait ou non d'être couvert par une complémentaire.

AIR distinguent quatre groupes au sein de la population. Les "always-takers", qui participent au traitement, que Z soit égale à 0 ou 1. Les "compliers" qui ne participent pas au traitement si $Z = 0$ mais y participent si $Z = 1$. Les "never-takers" sont ceux qui ne participent jamais au traitement : $D_i(0) = D_i(1) = 0$. Les "defiers" sont ceux qui ne participent pas au traitement avec $Z = 1$ mais qui participent avec $Z = 0$. Pour une personne donnée, le fait que l'on n'observe jamais simultanément $D_i(Z_i = 0)$ et $D_i(Z_i = 1)$ rend impossible son attribution à l'un des quatre groupes de la population (les "always-takers", les "compliers", les "never-takers" ou les "defiers").

Dans notre cadre, il n'existe ni de "defiers", ni de "never-takers". En effet, lorsque l'adhésion est obligatoire, le salarié participe nécessairement au traitement. De même, l'individu n'a pas le choix et est donc automatiquement assuré quand $Z = 1$. En revanche, nous ne pouvons pas dans nos données distinguer les always-takers des compliers parmi ceux qui souscrivent effectivement à une complémentaire entreprise.

La répartition de la population s'en trouve donc simplifiée, et nous nous retrouvons

dans le cadre d'Albouy *et al.* [2007], qui nous permet d'obtenir une répartition des arrêts maladie, sur la population des "compliers", pour chaque valeur du traitement.

Un ensemble d'hypothèses régissent le modèle AIR. Une première hypothèse est dite SUTVA ("Stable Unit Treatment Value Assumption") et stipule que les individus (i) sont indépendants au sein de l'échantillon et possèdent chacun leur propres caractéristiques (en termes d'état de santé ou de comportements).

La deuxième hypothèse est dite de monotonie stricte, que l'on peut résumer en deux parties. Il faut d'une part que toute personne qui participe au traitement dans le cas où $Z = 0$ (l'individu n'a donc pas de complémentaire obligatoire) y aurait participé avec $Z = 1$. D'autre part, il est nécessaire qu'au moins une personne de l'échantillon qui ne participe pas au traitement avec $Z = 0$ y participe avec $Z = 1$. Dans notre cas, cette hypothèse est vérifiée au sens où l'individu souscrit obligatoirement à une complémentaire obligatoire. Enfin, l'hypothèse dite "d'exclusion" entre en jeu. Elle s'écrit comme :

$$Y(z, d) = Y(z', d)$$

Deux aspects la fondent. Le premier concerne la notion de variable instrumentale, qui veut que bénéficier d'une complémentaire obligatoire ne joue sur la probabilité d'arrêts maladie que par l'intermédiaire de son impact sur le fait de posséder une couverture. Cela découle de l'hypothèse d'identification formulée précédemment. Le second aspect de l'hypothèse d'exclusion provient de sa formulation : $Y(Z = 0, 1) = Y(Z = 1, 1)$. Le surplus d'arrêts maladie lié au fait d'être mieux assuré doit être identique pour une couverture choisie et obligatoire.

Il est possible de vérifier la seconde partie de cette hypothèse d'exclusion. On peut analyser le sous-échantillon des bénéficiaires d'une complémentaire santé pour savoir si les personnes qui possèdent une couverture santé choisie sont plus susceptibles de s'arrêter que les individus soumis à une adhésion obligatoire. Dans le cadre de la couverture choisie, l'individu aurait une plus forte prise d'arrêt maladie. En effet, ceux moins

malades ne choisiraient pas la mutuelle si elle était facultative. En revanche, si elle était obligatoire, les individus n'auraient pas le choix et la souscription à la mutuelle serait indépendante de leur état de santé.

Tableau 4.4 – Probabilité d'arrêts maladie par taille d'entreprise

	Arrêt maladie			**Arrêts maladie courts (≥ à 3 jours)**		
Taille	**Couverture obligatoire**	**Couverture facultative**	**Différence**	**Couverture obligatoire**	**Couverture facultative**	**Différence**
[0-9] salariés	0.365	0.190	**t-test**= -2.49	0.082	0.051	**t-test**= -0.76
Écart-type	0.037	0.052		0.021	0.029	
[10-49] salariés	0.278	0.30	**t-test**= 0.4375	0.081	0.101	**t-test**= -0.57
Écart-type	0.028	0.052		0.017	0.034	
[50 salariés et plus]	0.34	0.36	**t-test**= 0.40	0.104	0.162	**t-test**= 1.45
Écart-type	0.024	0.056		0.016	0.043	
Nombre d'observations	672	865	1537	672	865	1537

Source : PSCE (2009)

Le tableau 4.4 distingue les entreprises selon leur structure et le caractère facultatif ou obligatoire de la complémentaire proposée. Nous pouvons tester si la probabilité d'arrêt lié à la couverture entreprise est la même selon le caractère obligatoire ou choisi du contrat de groupe. En segmentant les firmes par taille, on observe l'importance de distinguer la probabilité de connaitre un arrêt maladie au cours de l'année et la probabilité de connaitre un arrêt court, inférieur à 4 jours. Concernant la probabilité d'être en arrêt, notre instrument n'est pas valide, avec le non-respect de l'hypothèse d'exclusion. En effet, chez les personnes couvertes de manière facultative, le taux d'arrêt est significativement plus faible pour les travailleurs des TPE (19% pour les individus sous contrat facultatif contre plus de 36% chez les personnes avec une complémentaire obligatoire). En observant les arrêts courts, on constate que la probabilité d'arrêt n'est pas significativement différente entre les arrêts sous couverture obligatoire et sous couverture facultative, pour tout type d'entreprise. Isoler les arrêts courts permet de mieux s'intéresser à la problématique de l'aléa moral, le risque de "tricher" étant plus fort sur des durées d'arrêts réduites. L'utilisation du caractère obligatoire de la complémentaire santé dans les firmes permet donc de résoudre ce problème. L'outcome potentiel est alors défini comme :

$$Y(d) = Y(z, d) = Y(z', d)$$

AIR définissent alors l'effet causal du traitement D sur Y (Treatment Effect) pour l'individu i :

$$TE_i = Y_i(1) - Y_i(0)$$

L'espérance de cette quantité correspond à l'Effet Moyen du Traitement ("Average Treatment Effect"). Sous les trois hypothèses, il existe l'égalité suivante :

$$E[Y_i(1) - Y_i(0)/D_i(1) - D_i(0) = 1] = \frac{E[Y_i(D_i(1)) - Y_i(D_i(0))}{E(D_i(1) - D_i(0))}$$

Le terme à gauche de l'égalité est l'effet moyen du traitement sur la population définie par $D_i(1) - D_i(0) = 1$. Pour cette raison, la quantité de gauche est appelée LATE ("Local Average Treatment Effect"). Avec l'hypothèse de monotonie qui demande $D_i(1) - D_i(0) =$ 0 ou 1 , la sous-population des $D_i(1) - D_i(0) = 1$ est similaire à la sous-population des personnes telles que $D_i(0) = 0$ et $D_i(1) = 1$. Ce sont en réalité les "compliers", qui obéissent au traitement dans le cadre de la complémentaire entreprise. Lorsque celle-ci devient obligatoire (donc l'instrument Z passe de 0 à 1), elles sont assurées contre leur gré. Il est alors possible de définir ce LATE, l'effet local qui ne joue que sur la sous-population des "compliers" (les personnes qui prennent une complémentaire lorsque la couverture santé devient obligatoire ($Z = 1$)).

$$LATE = E[Y_i(1)/Z_i = 0, D_i = 1] - E[Y_i(0)/Z_i = 0, D_i = 0]$$

Grâce à notre stratégie, notre échantillon ne comprend que des compliers et des always-takers et il n'y a ni defier ni de never-takers. Cependant, parmi ceux qui souscrivent à une complémentaire obligatoire, nous ne pouvons pas différencier dans nos données les always-takers des compliers. Nous pouvons identifier ces deux groupes seulement parmi ceux n'ayant pas de complémentaire entreprise. En effet, soit g_{c0} et g_a désignant respectivement la distribution d'arrêts maladie parmi les compliers et les always-takers dont la complémentaire n'est pas obligatoire. Dans ce cas, nous observons la contrepartie empirique, pour chacune de ces distributions. Pour g_{c0}, nous la notons $\tilde{f}_{00}$. Elle correspond à la distribution du nombre de jours d'arrêts maladie des individus n'ayant pas souscrit à la complémentaire de leur entreprise, après avoir contrôlé de

l'hétérogénéité observée. Pour g_a, la contrepartie empirique notée $\tilde{f}_{01}$ désigne la distribution estimée du nombre de jours d'arrêts maladie pour les individus ayant souscrit à la complémentaire de leur entreprise, alors que celle-ci n'est pas obligatoire. Nous observons également $\tilde{f}_{11}$ c'est à dire la distribution du nombre de jours d'arrêts maladie pour les individus ayant une complémentaire obligatoire. Soit ϕ_c et ϕ_a désignant respectivement la part de compliers et d'always-takers, nous pouvons écrire $\tilde{f}_{11}$ comme un mélange de deux distributions : g_{c1} pour les compliers qui ont souscrit à la complémentaire entreprise et g_a pour les always-takers qui ont aussi souscrit à cette complémentaire. $\tilde{f}_{11}$ aurait donc la forme suivante :

$$f_{11}(Y) = \frac{\Phi}{\Phi_c + \Phi_a} g_{c1}(Y) + \frac{\Phi_a}{\Phi_c + \Phi_a} g_a(Y) \tag{4.1}$$

Nous pouvons estimer la proportion de compliers ϕ_c en première étape d'un modèle à variable instrumentale. C'est le coefficient qui correspond à l'effet de notre instrument sur la variable endogène. Dès lors, nous pouvons réécrire g_{c1}, la distribution du nombre d'arrêts maladie pour ceux qui ne souscrivent à la complémentaire entreprise que si elle est obligatoire, de la manière suivante :

$$\tilde{g}_{c1}(Y) = \frac{\hat{\Phi}_c}{\hat{\Phi}_c + \hat{\Phi}_a} \tilde{f}_{11}(Y) - \frac{\hat{\Phi}_a}{\hat{\Phi}_c} \tilde{f}_{01}(Y) \tag{4.2}$$

$$\tag{4.3}$$

Cette méthode permet d'estimer l'effet de souscrire à une complémentaire entreprise sur l'ensemble de la distribution du nombre de jours d'arrêts maladie des compliers. Nous récupérons les intervalles de confiance à l'aide d'une méthode de bootstrap à partir de 1000 réplications.

Dans la section suivante, nous présentons les résultats obtenus. Dans un premier temps, nous estimons l'impact de la couverture santé entreprise sur la probabilité de connaître un arrêt maladie au cours de l'année. Dans un second temps, nous mesurons

l'impact de cette complémentaire sur le nombre 'k' jours d'arrêts subis dans l'année. Dans un dernier temps, nous nous intéressons à la durée d'absence (en 'k' nombre de jours) au cours de la même année, en différenciant les effets de la couverture selon la politique d'indemnisation de la firme.

4.5 Résultats

4.5.1 Probabilité d'arrêt maladie et complémentaire santé

Le tableau 4.5 présente les déterminants de la probabilité d'être en arrêt au cours des 12 derniers mois. Deux modèles sont effectués. Le modèle 1 est un modèle à régression linéaire simple, tandis que le modèle 2 utilise la méthode des doubles moindres carrés. La complémentaire santé entreprise obligatoire est l'instrument permettant de différencier les phénomènes d'aléa moral et d'anti-sélection liés au fait d'accéder ou de détenir une complémentaire santé, ceux-ci pouvant être confondus avec une analyse par régression simple standard. Cette première estimation nous est utile sur deux points. Premièrement, elle permet de valider les déterminants des arrêts maladie déjà étudiés dans la littérature. Ainsi, le fait d'être un homme ou d'avoir un salaire élevé (à l'intérieur du 5ème quintile) tend à réduire la probabilité de connaître un arrêt. L'avancement dans l'âge, corrélé fortement à une dégradation de l'état de santé, se traduit lui par une hausse de la probabilité d'être malade. Ensuite, elle infirme, au niveau global, la présence d'aléa moral lié à la présence de la complémentaire collective. A ce stade, obliger les employeurs à offrir ce type de contrat n'amènerait pas de changement de comportement de la part de leurs employés en termes d'arrêt maladie. Cependant, il est important de distinguer les entreprises selon leur structure, et plus particulièrement leur taille. Avec les statistiques descriptives, nous avions observé un nombre d'arrêts maladie plus faible lorsque la taille de l'entreprise était réduite. La régression confirme cet écart, avec une probabilité de connaître un arrêt maladie inférieure de 5,1 points de pourcentage chez les "0-9" salariés, comparativement aux entreprises avec un effectif allant de 10 à 49 salariés. Ce sont aussi ces firmes qui sont généralement moins généreuses envers leurs employés et

qui proposent plus rarement une couverture santé. La présence de la complémentaire va jouer différemment selon l'effectif considéré. Dans le cas du modèle à doubles moindres carrés, l'effet de la CSE est plus élevé, mais n'est toujours pas significatif.

Tableau 4.5 – Déterminants de la probabilité de connaitre un arrêt au cours des 12 derniers mois

	Modèle à régression linéaire simple	**Modèle à doubles moindres carrés**
VARIABLES	**Arrêt maladie**	**Arrêt maladie**
Couverture collective	0.0306	0.0466
	(0.0232)	(0.0310)
Pénibilité	0.0479*	0.0480**
	(0.0247)	(0.0241)
Indemnisation généreuse	0.0119	0.0107
	(0.0213)	(0.0212)
Contrat de travail		
Précaire	-0.0831*	-0.0817*
	(0.0444)	(0.0422)
Partiel	-0.129***	-0.127***
	(0.0336)	(0.0326)
Secteur d'activité (Réf= Services)		
Industrie	0.0254	0.0246
	(0.0266)	(0.0267)
Construction	-0.0231	-0.0256
	(0.0310)	(0.0308)
Age (Réf=25-49ans)		
16-24 ans	0.0529	0.0533
	(0.0420)	(0.0433)
50 et plus	-0.0848***	-0.0852***
	(0.0264)	(0.0249)
Éducation (Réf=CAP/BEP)		
Aucun diplôme/CEP/BDC	0.00603	0.00638
	(0.0332)	(0.0326)
Baccalauréat	-0.0109	-0.0108
	(0.0313)	(0.0311)
≤ Bac+2	-0.00980	-0.0106
	(0.0334)	(0.0332)
> Bac+2	-0.00870	-0.0100
	(0.0374)	(0.0359)
CSP (Réf= Ouvriers)		
Techniciens et PI	-0.0132	-0.0128
	(0.0424)	(0.0402)
Cadres	0.00543	0.00606
	(0.0388)	(0.0372)
Effectif (Réf=10-49 salariés)		
0-9 salariés	-0.0522**	-0.0507**
	(0.0256)	(0.0252)
50 salariés et plus	0.0424	0.0392
	(0.0263)	(0.0269)
Salaire (Réf= 1er Quintile)		
2ème Quintile	-0.00816	-0.00944
	(0.0366)	(0.0363)
3ème Quintile	-0.0802**	-0.0823**
	(0.0407)	(0.0405)
4ème Quintile	-0.0582	-0.0610
	(0.0421)	(0.0424)
5ème Quintile	-0.176***	-0.180***
	(0.0455)	(0.0454)
État de santé (Réf=Bon)	0.183***	0.182***
Sexe (Réf= Femme)	-0.0668***	-0.0664**
	(0.0258)	(0.0258)
État de santé (Réf=Célibataire)	0.00292	0.00370
	(0.0317)	(0.0335)
Constante	0.583***	0.577***
	(0.0738)	(0.0735)
Observations	1882	
R^2 observé	0.064	

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
Écart-type entre parenthèse
Champ : Salariés du privé (N=1882)
Source : PSCE 2009, calculs des auteurs

4.5.2 L'effet "taille" des firmes

Estimer la probabilité d'arrêt maladie selon la taille de l'effectif auquel le travailleur appartient met en exergue des résultats cruciaux. Ainsi, le tableau 4.6 montre des disparités en fonction de la structure des entreprises. Si la présence d'une complémentaire santé n'affecte pas les firmes de "10 à 49 salariés" et les "50 salariés et plus", elle joue un rôle significatif dans les petites firmes. Proposer une complémentaire pour ces entreprises se traduirait alors par une probabilité de connaitre un arrêt pour causes de maladie supérieure de 14,5 points de pourcentage de la part de leur travailleurs, dorénavant couverts. Cet effet, lié essentiellement au problème d'aléa moral discuté précédemment, va donc toucher les firmes pour lesquelles les coûts financiers d'un arrêt sont relativement plus coûteux, avec des travailleurs plus difficilement remplaçables sur le court terme. Au 1er Janvier 2016, du point de vue du salarié, le passage à une couverture obligatoire permet de réduire les coûts liés à l'achat d'un contrat santé. La participation de l'employeur étant au minimum de 50% du coût de la complémentaire, la contrainte budgétaire se desserre. A prix identique, la qualité de la complémentaire obligatoire devient donc alors plus intéressante, mais peut inciter plus fortement l'individu à s'arrêter, par le biais de remboursements de soins plus importants. Le tableau 4.7 se focalise lui sur la probabilité de connaitre au maximum 3 jours d'arrêts dans l'année lorsque l'individu a connu au moins un arrêt de travail lors de cette même année, en fonction de la taille des firmes. Se concentrer sur les arrêts courts permet d'observer plus précisément l'impact de l'aléa moral, essentiellement présent sur ce type d'arrêt. Dans la continuité des statistiques descriptives de la section 4.3, on constate une nette déconnexion entre l'état de santé de l'individu et la prise d'arrêts maladie de courte durée, contrairement aux tableaux 4.5 et 4.6. Le contrat de travail et la politique d'indemnisation de la firme sont les deux autres variables qui jouent significativement dans nos modèles estimés. Travailler à temps partiel tend à réduire la probabilité d'arrêt maladie, d'environ 7,5 points de pourcentage. Surtout, la générosité de l'indemnisation en cas d'absence joue un rôle significatif et négatif sur cette probabilité, essentiellement dans les entreprises de moins de 10 salariés. Lorsque l'entreprise indemnise les arrêts au delà de ce que préconise la loi de mensualisation, la probabilité diminue de 3,3 points de pourcentage.

Tableau 4.6 – Déterminants de la probabilité d'être en arrêt au cours des 12 derniers mois (par taille)

	Modèles à doubles moindres carrés		
VARIABLES	**[0-9 Salariés]**	**[10-49 Salariés]**	**[50 Salariés et plus]**
Couverture collective	0.145***	-0.0336	0.0391
	(0.0484)	(0.0518)	(0.0672)
Pénibilité	0.0785*	0.00814	0.0573
	(0.0416)	(0.0395)	(0.0432)
Indemnisation généreuse	0.00305	-0.00191	0.0331
	(0.0347)	(0.0374)	(0.0406)
Contrat de travail			
Précaire	-0.0688	-0.0472	-0.160
	(0.0623)	(0.0720)	(0.0996)
Partiel	-0.199***	-0.140**	-0.0278
	(0.0539)	(0.0550)	(0.0626)
Secteur d'activité (Réf= Services)			
Industrie	0.0190	0.0142	0.0445
	(0.0434)	(0.0517)	(0.0465)
Construction	0.0491	-0.0270	-0.0339
	(0.0549)	(0.0517)	(0.0572)
Age (Réf=25-49 ans)			
16-24 ans	0.0767	0.0532	0.0483
	(0.0602)	(0.0740)	(0.115)
50 ans et plus	-0.0595	-0.0901**	-0.0793*
	(0.0439)	(0.0427)	(0.0436)
Éducation (Réf=CAP/BEP)			
Aucun diplôme/CEP/BDC	0.00295	0.00518	0.0237
	(0.0544)	(0.0562)	(0.0592)
Baccalauréat	-0.0714	-0.00136	0.0506
	(0.0488)	(0.0530)	(0.0613)
≤ Bac+2	0.0827	-0.0400	-0.0496
	(0.0542)	(0.0566)	(0.0626)
> Bac+2	-0.0130	0.0384	-0.0485
	(0.0559)	(0.0669)	(0.0662)
CSP(Réf= Ouvriers)			
Techniciens et PI	-0.0163	-0.00478	-0.0492
	(0.0710)	(0.0749)	(0.0660)
Cadres	-0.0125	-0.00940	0.0185
	(0.0664)	(0.0673)	(0.0600)
Salaire (Réf= 1er Quintile)			
2ème Quintile	-0.0965*	0.0777	0.0233
	(0.0518)	(0.0625)	(0.0835)
3ème Quintile	-0.0916	-0.109	-0.0105
	(0.0631)	(0.0664)	(0.0885)
4ème Quintile	-0.117*	-0.0373	-0.0256
	(0.0693)	(0.0681)	(0.0893)
5ème Quintile	-0.176**	-0.152**	-0.190**
	(0.0755)	(0.0747)	(0.0921)
État de santé (Ref=Bon)	0.221***	0.136**	0.184***
	(0.0564)	(0.0581)	(0.0602)
Sexe (Réf= Femme)	-0.130***	-0.0230	-0.0558
	(0.0413)	(0.0453)	(0.0460)
Couple (Réf= Célibataire)	-0.0167	0.0643	-0.0363
	(0.0436)	(0.0434)	(0.0476)
Observations	617	663	602
R^2 observé	0.092	0.070	0.130

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
Écart-type entre parenthèse
Champ : Salariés du privé (N=1882)
Source : PSCE 2009, calculs des auteurs

Tableau 4.7 – Déterminants de la probabilité de connaitre moins de 4 jours d'arrêts (par taille)

	Modèles à doubles moindres carrés		
VARIABLES	**[0-9 Salariés]**	**[10-49 Salariés]**	**[50 Salariés et plus]**
Couverture collective	0.0430*	-0.0221	-0.00286
	(0.0260)	(0.0338)	(0.0450)
Pénibilité	0.0153	-0.0193	-0.0281
	(0.0194)	(0.0225)	(0.0260)
Indemnisation généreuse	-0.0330*	-0.00662	0.000265
	(0.0187)	(0.0256)	(0.0255)
Contrat de travail			
Précaire	0.00548	0.0708	-0.00407
	(0.0361)	(0.0476)	(0.0620)
Partiel	-0.0769***	-0.0167	0.0125
	(0.0282)	(0.0341)	(0.0422)
Secteur d'activité (Réf= Services)			
Industrie	-0.00643	0.0316	0.0152
	(0.0229)	(0.0325)	(0.0280)
Construction	-0.00510	0.00162	0.0446
	(0.0274)	(0.0298)	(0.0393)
Age (Réf=25-49 ans)			
16-24 ans	0.0749**	-0.0110	0.168*
	(0.0367)	(0.0418)	(0.0939)
50 ans et plus	0.0118	0.0334	-0.0355
	(0.0224)	(0.0298)	(0.0256)
Éducation (Réf=CAP/BEP)			
Aucun diplôme/CEP/BDC	0.0664**	-0.00690	-0.0179
	(0.0338)	(0.0351)	(0.0303)
Baccalauréat	-0.0239	0.00512	0.0602
	(0.0175)	(0.0320)	(0.0402)
≤ Bac+2	0.0397	-0.0175	0.0369
	(0.0289)	(0.0334)	(0.0408)
> Bac+2	0.0477	0.111**	0.0216
	(0.0299)	(0.0467)	(0.0417)
CSP (Réf= Ouvriers)			
Techniciens et PI	-0.000286	0.0405	-0.0289
	(0.0386)	(0.0507)	(0.0431)
Cadres	-0.0167	0.0297	0.0168
	(0.0382)	(0.0474)	(0.0432)
Salaire (Réf= 1er Quintile)			
2ème Quintile	-0.0394	0.0139	-0.0207
	(0.0262)	(0.0293)	(0.0503)
3ème Quintile	-0.0342	0.0292	-0.00869
	(0.0349)	(0.0354)	(0.0495)
4ème Quintile	-0.0354	0.0543	0.0306
	(0.0355)	(0.0391)	(0.0532)
5ème Quintile	-0.0371	0.0149	-0.0350
	(0.0426)	(0.0441)	(0.0550)
État de santé (Réf=Bon)	-0.0177	0.00124	-0.00367
	(0.0211)	(0.0332)	(0.0335)
Sexe (Réf= Femme)	-0.0234	0.00563	-0.0148
	(0.0229)	(0.0307)	(0.0294)
Couple (Réf= Célibataire)	0.0236	0.0134	0.0415
	(0.0214)	(0.0305)	(0.0289)
Constante	0.0531	0.00920	0.0762
	(0.0606)	(0.0857)	(0.0730)
Observations	617	663	602
R^2 observé	0.092	0.070	0.130

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
Écart-type entre parenthèse
Champ : Salariés du privé (N=1882)
Source : PSCE 2009, calculs des auteurs

Au delà de ces estimations, il est nécessaire de prendre en compte le régime d'indemnisation initial choisi par l'entreprise envers ses différentes catégories de travailleurs, afin d'analyser plus précisément le rôle de la complémentaire santé lorsque le régime est plus ou moins strict au sein de la firme. En effet, on peut supposer que les établissements qui proposent une indemnisation légale en cas d'absence maladie sont ceux qui subiront le surplus de probabilité d'arrêts lié au fait de détenir une complémentaire santé d'entreprise. Le tableau 4.8 utilise l'échantillon global en différenciant les entreprises selon cette politique et en appliquant, pour chaque estimation, un modèle à doubles moindres carrés. Les deux premières colonnes représentent les estimations lorsque le critère de la Loi de Mensualisation est retenu. Les deux dernières colonnes retiennent le délai de carence pour définir une politique généreuse ou minimale au regard de la loi. En différenciant selon ce critère, on observe un effet positif et significatif de la couverture chez les entreprises indemnisant au niveau légal. En effet, un travailleur faiblement indemnisé, s'il a accès à un contrat d'entreprise et qu'il y souscrit, aura une probabilité d'être en arrêt maladie de 5,8 points de pourcentage supérieur à une personne qui ne souscrit pas à une complémentaire santé. En revanche, l'effet n'est pas significatif pour les travailleurs indemnisés généreusement. On peut penser notamment que l'effet de la complémentaire reste marginal dans ces entreprises par le fait que le délai de carence ou la loi de mensualisation sont les outils les plus adaptés au problème de l'arrêt maladie, qui influent ainsi plus sur le choix ou non du travailleur à s'arrêter, notamment concernant les arrêts courts. Le tableau 4.9 différencie finalement les entreprises à la fois par leur taille et la politique d'indemnisation et confirment les estimations précédentes. Ce sont les TPE n'indemnisant les arrêts maladie qu'au niveau légal qui subissent une probabilité plus importante d'arrêt maladie de leurs travailleurs lorsqu'ils détiennent une complémentaire santé. Ces derniers ont une probabilité de connaitre un arrêt maladie de moins de 4 jours au cours de l'année de 8,6 points de points supérieure aux travailleurs qui décident de ne pas souscrire à la complémentaire d'entreprise lorsqu'ils ont le choix. La réforme entrée en vigueur au 1er Janvier 2016 et obligeant les entreprises à proposer une complémentaire et aux travailleurs d'accepter cette dernière, peut ainsi amener la présence, même légère, d'aléa moral sur les arrêts courts.

Tableau 4.8 – Déterminants de la probabilité de connaitre moins de 4 jours d'arrêts (par politique d'indemnisation)

	Modèles à doubles moindres carrés			
	Loi de mensualisation		**Délai de carence**	
VARIABLES	**Indemnisation légale**	**Indemnisation généreuse**	**Indemnisation légale**	**Indemnisation généreuse**
Couverture collective	0.0583**	-0.0420	0.0564**	-0.0441
	(0.0285)	(0.0267)	(0.0263)	(0.0293)
Pénibilité	0.00804	-0.0148	0.000696	-0.0173
	(0.0204)	(0.0174)	(0.0194)	(0.0187)
Contrat de travail				
Précaire	0.0539	-0.0132	0.0530	-0.0207
	(0.0476)	(0.0310)	(0.0390)	(0.0396)
Partiel	-0.0860**	-0.00197	-0.0388	-0.0334
	(0.0345)	(0.0223)	(0.0297)	(0.0263)
Secteur d'activité (Réf= Services)				
Industrie	0.0329	-0.000202	0.0243	-0.000999
	(0.0262)	(0.0200)	(0.0250)	(0.0214)
Construction	-0.00483	0.0217	-0.00423	0.0126
	(0.0274)	(0.0240)	(0.0246)	(0.0268)
Age (Réf=25-49 ans)				
16-24 ans	0.0571	0.0643*	0.0986***	0.0267
	(0.0450)	(0.0339)	(0.0376)	(0.0412)
50 ans et plus	-0.0163	0.0149	-0.0180	0.0157
	(0.0219)	(0.0216)	(0.0202)	(0.0224)
Éducation (Réf=CAP/BEP)				
Aucun diplôme/CEP/BDC	0.0248	0.00932	0.0145	0.0135
	(0.0316)	(0.0241)	(0.0276)	(0.0278)
Baccalauréat	0.00343	0.0198	-0.00696	0.0259
	(0.0274)	(0.0230)	(0.0238)	(0.0256)
≤ Bac+2	-0.00854	0.0439*	-0.0216	0.0461
	(0.0302)	(0.0249)	(0.0247)	(0.0283)
> Bac+2	0.0466	0.0687**	0.0583	0.0584*
	(0.0380)	(0.0284)	(0.0363)	(0.0314)
CSP (Réf= Ouvriers)				
Techniciens et PI	-0.0252	0.0172	-0.00630	-0.000345
	(0.0419)	(0.0327)	(0.0390)	(0.0341)
Cadres	-0.00120	0.0135	-0.0218	0.0250
	(0.0423)	(0.0312)	(0.0399)	(0.0315)
Effectif (Réf=10-49 salariés)				
0-9 salariés	-0.0289	-0.0424**	-0.0220	-0.0350*
	(0.0235)	(0.0187)	(0.0197)	(0.0211)
50 salariés et plus	-0.0172	0.0244	0.00686	0.0264
	(0.0286)	(0.0221)	(0.0264)	(0.0225)
Salaire (Réf= 1er Quintile)				
2ème Quintile	-0.0136	-0.0279	-0.0346	-0.00613
	(0.0334)	(0.0225)	(0.0273)	(0.0290)
3ème Quintile	-0.0696**	0.0207	-0.0187	-0.0165
	(0.0355)	(0.0283)	(0.0342)	(0.0314)
4ème Quintile	-0.0344	0.0572*	0.0282	0.0122
	(0.0382)	(0.0306)	(0.0374)	(0.0324)
5ème Quintile	-0.0808*	0.0203	-0.0284	-0.0245
	(0.0451)	(0.0332)	(0.0404)	(0.0363)
État de santé (Réf=Bon)	-0.00763	-0.0104	0.00904	-0.0371*
	(0.0264)	(0.0221)	(0.0264)	(0.0225)
Sexe (Réf= Femme)	-0.0393	0.00127	-0.0162	-0.00702
	(0.0245)	(0.0214)	(0.0222)	(0.0229)
Couple	0.00688	0.0376*	0.0378*	0.0145
	(0.0247)	(0.0197)	(0.0201)	(0.0230)
Constante	0.131*	0.00796	0.0521	0.0529
	(0.0694)	(0.0527)	(0.0711)	(0.0527)
Observations	787	1,095	835	1,047
R^2 observé	0.092	0.070	0.130	

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
Écart-type entre parenthèse
Champ : Salariés du privé (N=1882)
Source : PSCE 2009, calculs des auteurs

Tableau 4.9 – Déterminants de la probabilité de connaitre moins de 4 jours d'arrêts (par politique d'indemnisation et taille d'entreprise)

	Modèles à doubles moindres carrés					
	Indemnisation légale			Indemnisation généreuse		
VARIABLES	**[0-9 Salariés]**	**[10-49 Salariés]**	**[50 Salariés et plus]**	**[0-9 Salariés]**	**[10-49 Salariés]**	**[50 Salariés et plus]**
Couverture collective	0.0864**	0.0509	0.0648	0.00682	-0.0720	-0.0603
	(0.0436)	(0.0519)	(0.0586)	(0.0274)	(0.0435)	(0.0699)
Pénibilité	0.0501	-0.00113	-0.0374	-0.00437	-0.0333	-0.0198
	(0.0315)	(0.0340)	(0.0391)	(0.0243)	(0.0312)	(0.0354)
Contrat de travail						
Précaire	0.0395	0.119	0.0787	0.000803	0.0377	-0.0815
	(0.0620)	(0.0781)	(0.112)	(0.0363)	(0.0521)	(0.0720)
Partiel	-0.124**	-0.0851	0.0273	-0.0568**	0.0355	0.0134
	(0.0515)	(0.0614)	(0.0744)	(0.0244)	(0.0404)	(0.0503)
Secteur d'activité (Réf= Services)						
Industrie	0.00919	0.0545	0.0198	-0.0229	0.0233	0.0109
	(0.0435)	(0.0506)	(0.0390)	(0.0223)	(0.0412)	(0.0388)
Construction	-0.0473	-0.0235	0.0932	0.0233	0.0285	0.0223
	(0.0451)	(0.0396)	(0.0640)	(0.0325)	(0.0432)	(0.0498)
Age (Réf=25-49 ans)						
16-24 ans	0.0172	0.0503	0.168	0.117**	-0.0625	0.160
	(0.0499)	(0.0686)	(0.165)	(0.0485)	(0.0509)	(0.113)
50 ans et plus	0.0307	-0.0299	-0.0559	0.00227	0.0827*	-0.0265
	(0.0425)	(0.0381)	(0.0349)	(0.0213)	(0.0430)	(0.0358)
Éducation (Réf=CAP/BEP)						
Aucun diplôme/CEP/BDC	0.133**	-0.0326	-0.0559	0.00724	0.00302	0.0141
	(0.0602)	(0.0473)	(0.0522)	(0.0302)	(0.0492)	(0.0402)
Baccalauréat	-0.0227	-0.00561	0.0552	-0.0194	0.0211	0.0845*
	(0.0250)	(0.0491)	(0.0643)	(0.0236)	(0.0403)	(0.0512)
≤ Bac+2	0.0736	-0.0623	-0.0579	0.0173	0.0358	0.0842*
	(0.0460)	(0.0465)	(0.0759)	(0.0337)	(0.0461)	(0.0472)
> Bac+2	0.0700	0.0266	0.0210	0.0281	0.147***	0.0467
	(0.0491)	(0.0804)	(0.0828)	(0.0369)	(0.0558)	(0.0482)
CSP (Réf= Ouvriers)						
Techniciens et PI	0.0268	-0.198*	0.0277	-0.0644	0.149**	-0.0371
	(0.0571)	(0.105)	(0.0805)	(0.0538)	(0.0613)	(0.0498)
Cadres	0.00820	-0.130	0.0441	-0.0577	0.0655	0.0168
	(0.0560)	(0.111)	(0.0695)	(0.0587)	(0.0511)	(0.0529)
Salaire (Réf= 1er Quintile)						
2ème Quintile	-0.0331	0.00989	0.00604	-0.0460	-0.000346	-0.0477
	(0.0396)	(0.0578)	(0.0776)	(0.0299)	(0.0359)	(0.0684)
3ème Quintile	-0.109*	-0.00336	-0.0274	0.0151	0.0422	0.0158
	(0.0566)	(0.0580)	(0.0721)	(0.0387)	(0.0459)	(0.0753)
4ème Quintile	-0.0948*	0.0193	0.0273	0.0159	0.0727	0.0506
	(0.0549)	(0.0622)	(0.0761)	(0.0435)	(0.0496)	(0.0786)
5ème Quintile	-0.0720	-0.0621	-0.0780	-0.0439	0.0679	0.00171
	(0.0829)	(0.0702)	(0.0822)	(0.0335)	(0.0574)	(0.0813)
État de santé (Réf=Bon)	0.0189	0.00906	-0.0361	-0.0350**	0.00832	0.0154
	(0.0403)	(0.0510)	(0.0502)	(0.0158)	(0.0439)	(0.0489)
Sexe (Réf= Femme)	-0.0383	-0.0657	-0.0183	-0.0112	0.0670*	-0.0230
	(0.0408)	(0.0491)	(0.0426)	(0.0256)	(0.0392)	(0.0392)
Couple (Réf= Célibataire)	-0.0121	0.0156	0.0219	0.0558**	-0.00447	0.0547
	(0.0338)	(0.0448)	(0.0528)	(0.0227)	(0.0405)	(0.0337)
Constante	0.0904	0.298*	-0.000700	0.0411	-0.105	0.0983
	(0.100)	(0.156)	(0.113)	(0.0714)	(0.101)	(0.0986)
Observations	284	278	225	333	385	377
R^2 observé	0.064	0.103	0.134	0.111	0.038	0.042

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 ;
Écart-type entre parenthèse
Champ : Salariés du privé (N=1882)
Source : PSCE 2009, calculs des auteurs

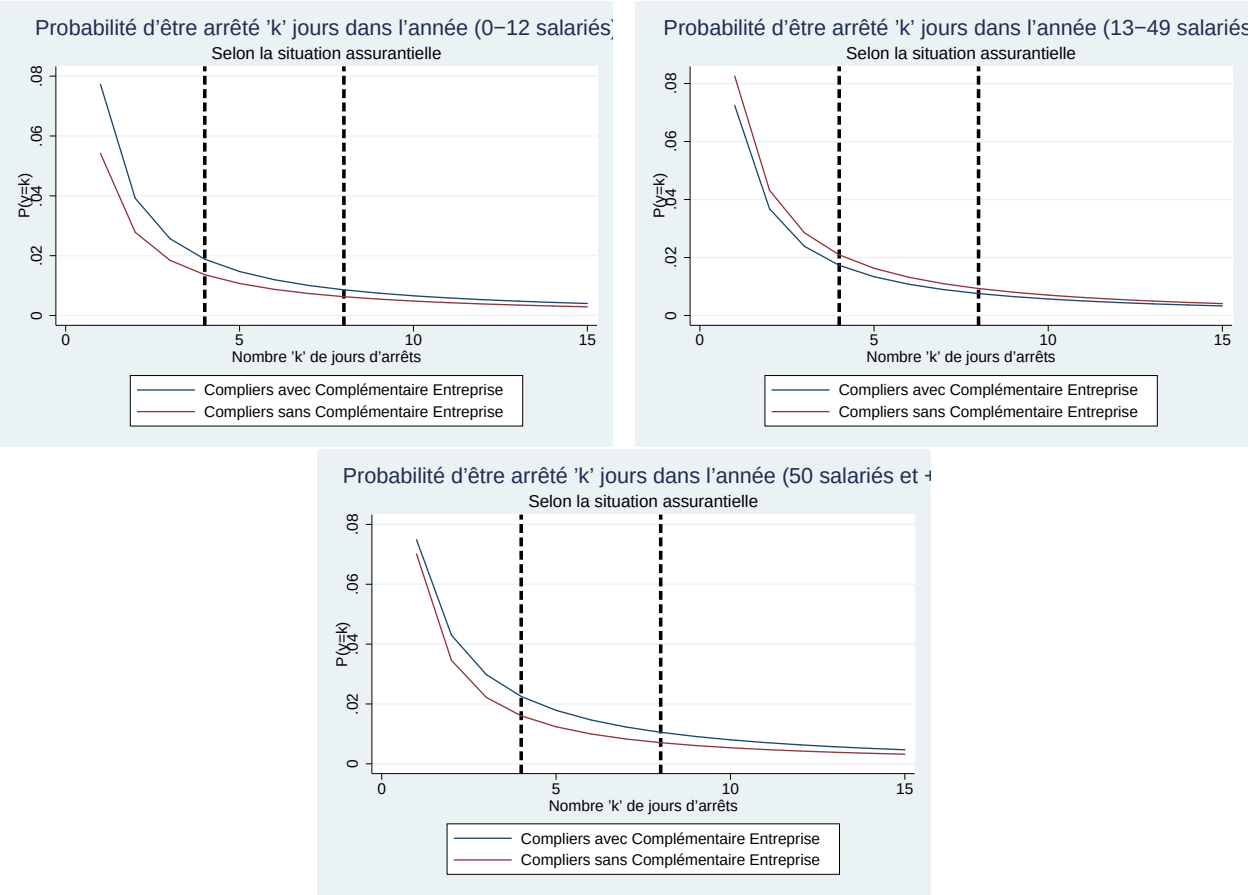
Cette sous-section nous a permis de mesurer l'impact d'une couverture santé dans les entreprises sur la probabilité de connaître au moins un arrêt maladie au cours de l'année. Selon nos calculs, la présence d'une complémentaire santé a un impact positif sur cette probabilité, du fait de la présence d'aléa moral du côté des travailleurs. Qui plus est, la taille de la firme et la politique d'indemnisation influent sur la probabilité estimée. L'enquête "PSCE 2009" nous permet de se focaliser sur la probabilité de connaître au moins 'k' jours d'arrêts dans l'année pour tous les travailleurs. C'est l'objet de la sous-section 4.5.3, qui explique plus précisément les résultats trouvés précédemment.

4.5.3 Durée d'arrêts maladie et taille des firmes

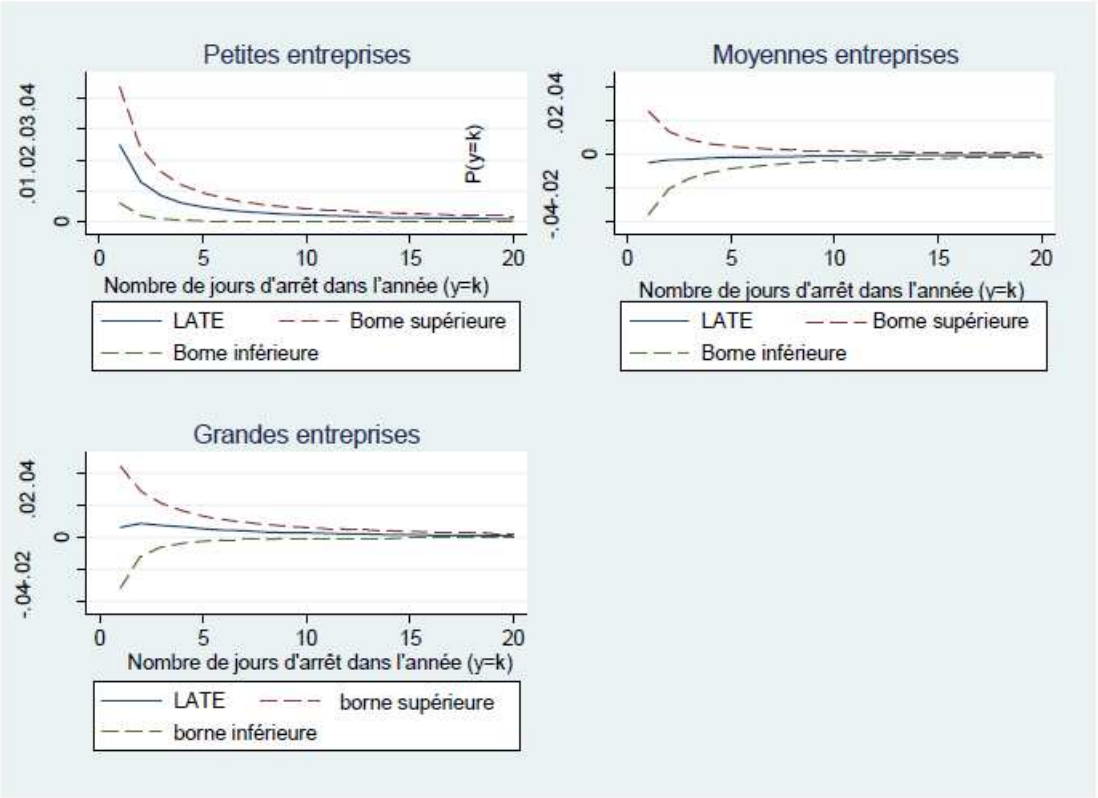
Grâce à la méthode développée par AIR (section 4.4.2), il est possible de comparer la distribution des arrêts entre les "compliers" qui n'ont pas pris la complémentaire entreprise et ceux qui l'ont prise parmi ceux n'ayant pas de couverture obligatoire. Puisque la probabilité de connaitre un arrêt maladie au cours de l'année est plus importante chez les "0-9" salariés, il semble intéressant de regarder plus précisément cette probabilité en termes de jours d'arrêts au cours de cette même année, en distinguant les entreprises selon leur taille. Le graphique 4.2 mesure l'écart de probabilité entre les "compliers" qui acceptent la complémentaire santé entreprise, et ceux qui choisissent une complémentaire "hors entreprise". La courbe bleue (resp. rouge) explicite la probabilité de connaitre 'k' jours d'arrêts pour les compliers avec (resp. sans) complémentaire d'entreprise. Avec ce découpage, on retrouve un effet particulièrement fort pour les entreprises de petites tailles. Dans les entreprises comptant moins de 13 salariés[11], la probabilité d'être arrêté 'k' jours dans l'année est plus importante pour les "compliers" qui prennent la couverture santé lorsque leur firme la propose. Cet écart de probabilité est d'autant plus important lorsque le nombre de jours d'arrêt est très faible, cette différence disparaissant totalement vers le 10ème jour. Lorsque l'effectif est plus important, l'écart semble être beaucoup plus réduit.

11. Ce découpage a été effectué pour avoir un nombre d'observations plus élevé, et estimer ainsi plus correctement cette probabilité. La taille d'échantillon initiale ne permettait pas ce calcul. Ainsi, ce sont les "0-12" salariés (788 observations), les "13-49" salariés (492 observations) et les "50 salariés et plus" (602 observations) qui sont retenus pour l'étude par taille.

Le graphique 4.3 permet de vérifier la significativité des écarts observés sur le graphique 4.2. Ainsi, nous explicitons la courbe représentant l'écart entre les compliers avec complémentaire entreprise et les compliers sans couverture collective, ainsi que les intervalles de confiance récupérés par la méthode du "bootstrap". Nous observons ainsi un écart sur les arrêts courts essentiellement pour les entreprises de petites tailles.



Graphique 4.2 – Probabilité d'être arrêté 'k' jours dans l'année (par taille)

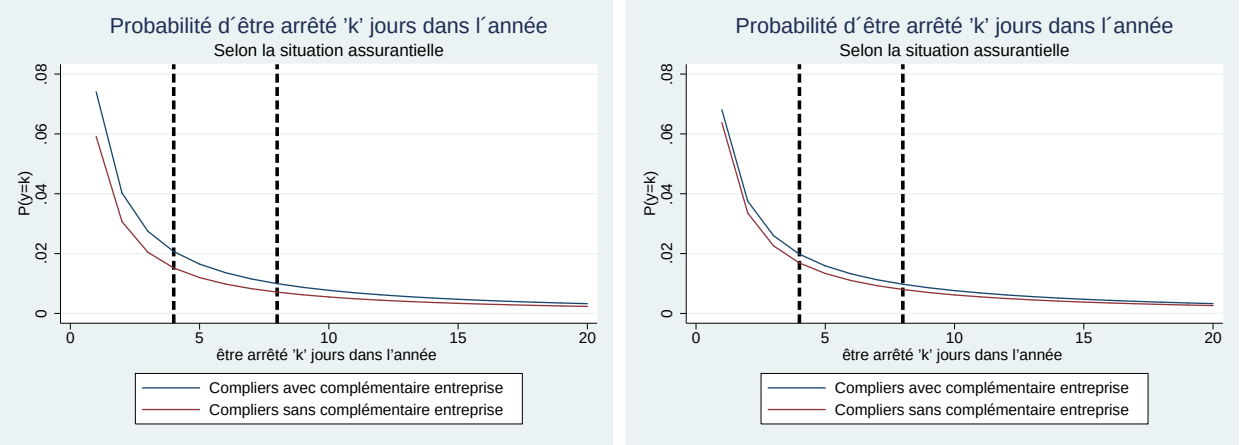


Graphique 4.3 – Bootstrap par taille de firme

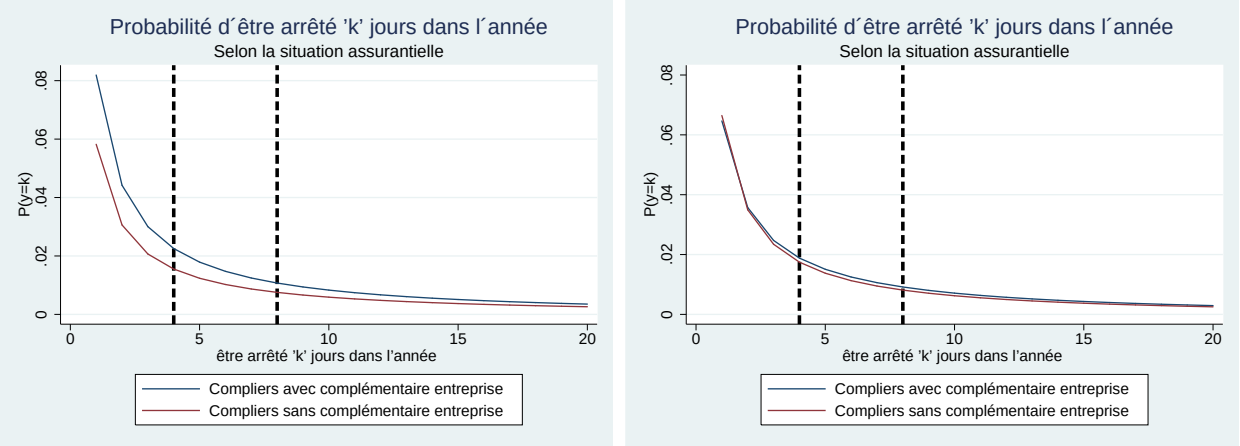
4.5.4 Régime d'indemnisation et complémentaire santé

Comme discuté précédemment, la politique d'indemnisation de la firme est l'outil qui différencie le plus, au delà de la taille, les entreprises en termes d'arrêts maladie pris au cours de l'année. En effet, cette politique dépend particulièrement des capacités financières de la firme à financer les absences des salariés. L'employeur, dans le cadre de la complémentaire obligatoire, aide généralement les travailleurs à souscrire au contrat, en finançant celui-ci à hauteur de 50% minimum. Le dispositif peut alors être plus difficile à mettre en place dans les firmes qui décidaient, auparavant, de ne pas indemniser généreusement leurs salariés en cas d'arrêt de travail. Les graphiques 4.4 et 4.5 estiment le surplus de probabilité d'être en arrêt 'k' jours dans l'année qu'aurait les "compliers" qui ont décidé de ne pas souscrire à la complémentaire proposée par leur entreprise, s'ils avaient décidé d'y souscrire. Le graphique 4.4 utilise comme variable de "générosité" le fait d'indemniser son salarié au delà de ce que préconise la loi de mensua-

lisation (graphique 4.1). Le graphique 4.5 utilise quant à lui le financement ou non du délai de carence de la part de l'entreprise pour qualifier la politique d'indemnisation en termes d'arrêts. Pour les deux variables étudiées, le surplus de probabilité lié au fait de détenir un contrat de groupe est présent lorsque l'entreprise n'indemnise les arrêts qu'au strict minimum légal. Cela vient confirmer les résultats trouvés dans la section 4.5.2 (tableaux 4.8 et 4.9). Lorsque la politique d'indemnisation est dite "généreuse", les deux courbes, même sur les arrêts très courts, sont quasi-confondues.



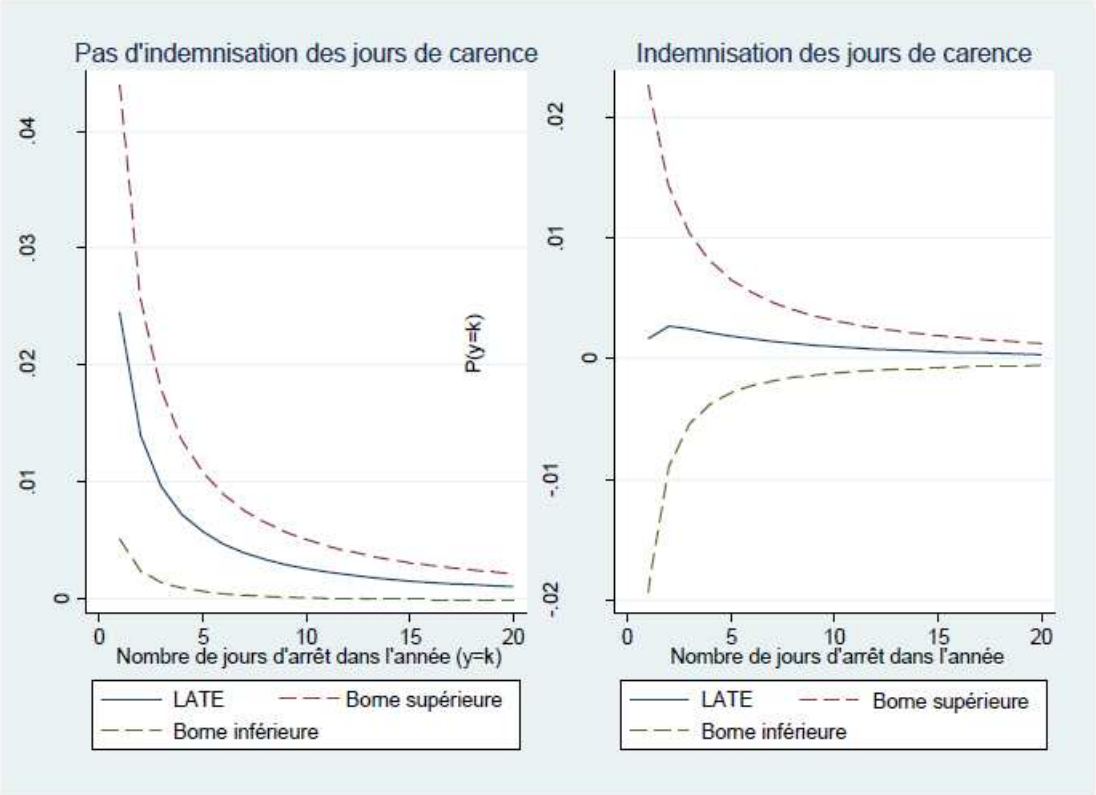
Graphique 4.4 – Indemnisation légale vs. indemnisation généreuse (Loi de mensualisation)



Graphique 4.5 – Indemnisation légale vs. indemnisation généreuse (Délai de carence)

Le graphique 4.6 compare le LATE (l'effet de la complémentaire entreprise sur la probabilité d'être absent k jours dans l'année pour les "compliers") pour des entreprises qui

n'indemnisent pas les jours de carence et celles qui l'indemnisent [12]. La ligne bleue centrale représente la différence entre gc1 (la probabilité d'être arrêté 'k' jours dans l'année si le travailleur souscrit à la complémentaire santé d'entreprise lorsqu'on lui en propose une) et gc0 (la probabilité d'être arrêté 'k' jours dans l'année lorsque ce dernier n'a pas accès à la couverture santé de groupe). Les lignes en pointillés représentent les intervalles de confiance à un seuil de 5%. Ainsi, nous observons que l'effet positif montré dans le cas des entreprises qui n'indemnisent pas les jours de carence est significatif (la différence gc1-gc0 est stable au fil des réplications) pour des arrêts inférieurs à 5 jours (arrêts courts). Le graphique 4.6 confirme ainsi les résultats explicités dans les sous-sections précédentes. De plus, dans le cas des entreprises n'indemnisant pas les jours de carence, cet écart, certes plus faible, n'est pas significatif.



Graphique 4.6 – Bootstrap par politique d'indemnisation

12. Une analyse par le biais de la loi de mensualisation au lieu de la prise en charge du délai de carence rendent les résultats sensiblement identiques.

4.6 Conclusion

La loi ANI et la généralisation de la complémentaire santé va modifier le visage du marché de la complémentaire santé en France. Même si la complémentaire entreprise est proposée à plus d'un salarié sur deux, elle n'est pas présente de la même manière selon la structure de la firme et les caractéristiques des travailleurs. Notre étude estime l'impact de la couverture santé entreprise sur la probabilité de connaitre un arrêt maladie au cours des 12 derniers mois. La difficulté principale consiste à trouver le bon instrument et la meilleure méthode économétrique pour estimer au mieux l'aléa moral lié au fait de détenir cette même couverture. Si la présence de la complémentaire ne semble pas affecter, au niveau général, cette probabilité d'arrêt, une analyse plus fine a permis de de montrer que les entreprises seront affectées différemment par la loi de généralisation entrant en vigueur au 1er Janvier 2016. En segmentant par taille, on constate que ce sont les très petites entreprises (de "0-9 salariés) qui risquent de connaitre une hausse des arrêts maladie de la part de leur(s) travailleur(s). Dans ces établissements, un travailleur couvert par l'entreprise a une probabilité supérieure de 4,3 points de pourcentage de connaitre moins de 4 jours d'arrêts maladie au cours des 12 derniers mois, relativement aux personnes qui n'ont pas obtenu leur complémentaire par le biais de leur firme. Pour approfondir le résultat, nous différencions aussi les firmes selon la politique d'indemnisation envers leurs salariés. Ainsi, une politique est qualifiée de "généreuse" si l'entreprise indemnise les arrêts maladie au delà de la loi de mensualisation, ou bien si elle finance le délai de carence (les 3 premiers jours d'arrêts maladie) en cas d'absence. Nous montrons que ce sont essentiellement les TPE qui proposent une faible indemnisation des arrêts maladie qui sont touchées par l'aléa moral lié au fait de détenir une complémentaire santé d'entreprise. Sous ce contrat, les travailleurs ont tendance à s'arrêter plus fréquemment, avec une probabilité supérieure de 8,6 points de pourcentage de connaitre au maximum 3 jours d'arrêts au cours de l'année lorsque le critère de la loi de mensualisation est retenu.

Pour étayer ce résultat, nous mesurons la probabilité d'être arrêté 'k' jours dans l'année lorsque l'on détient une complémentaire entreprise. Cette question permet de

s'insérer dans le pan de la littérature qui précise l'importance de distinguer arrêt courts et arrêt long. A l'aide de la méthode AIR et d'un modèle négatif binomial, nous comparons la distribution des arrêts entre les "compliers" qui n'ont pas pris la complémentaire entreprise et ceux qui l'ont prise, parmi ceux n'ayant pas de couverture obligatoire. Ainsi, les "compliers" avec contrat entreprise ont une probabilité plus élevée d'avoir un nombre de jours d'arrêts courts que les "compliers" sans contrat entreprise dans les firmes comprenant moins de 13 salariés. L'écart de probabilité entre ces deux populations, essentiellement dû à l'aléa moral, est fort pour les deux premiers jours (environ 3 points de pourcentage), puis s'atténue avec l'accroissement du nombre de jours, pour un écart quasi-nul autour du 10ème jour. Ce résultat n'est pas validé pour les plus grandes entreprises (13-49 salaries" et "50 salariés et plus"). Enfin, la politique d'indemnisation des firmes est utilisée pour mieux évaluer les effets différenciés de la réforme et la capacité des employeurs à la mettre en place. Les entreprises dites "généreuses", proposant une indemnisation des arrêts allant au-delà de la loi de mensualisation, ne seront pas significativement impactées, contrairement aux firmes qui proposaient, quand elles avaient le choix, une indemnisation au minimum légal. Cet effet est tout aussi significatif lorsque nous utilisons le financement du délai de carence en lieu et place de la loi de mensualisation comme "représentation" d'une firme généreuse. Ce sont donc bien les petites entreprises, généralement moins généreuses que les grandes (surtout pour le délai de carence), qui subiront les effets "pervers" de ce type de dispositif.

Quelques limites restent inhérentes à notre étude. Il serait intéressant, au delà du nombre de jours d'arrêts maladie, de pouvoir estimer l'impact du contrat santé sur la fréquence des arrêts maladie. Avec la présence d'aléa moral sur les arrêts courts, la fréquence des arrêts mérite une attention particulière. De plus, une mesure objective de la qualité des complémentaires proposées par les entreprises et détenues par les travailleurs est nécessaire pour mieux comprendre son rôle dans les choix d'absentéisme et dépenses en santé des individus. Si les données PSCE possèdent des informations sur les garanties associées aux complémentaires entreprises, les observations manquantes sont trop importantes pour pouvoir effectuer pleinement cette analyse.

Conclusion générale

L'ambition de cette thèse était de contribuer à la compréhension du rôle de la complémentaire santé en France, et d'observer l'impact possible de la couverture et de sa généralisation au sein des entreprises, tant sur les plans empiriques et théoriques. Il s'agit d'apporter un point de vue original de son impact sur les comportements d'absentéisme des salariés, sur les salaires offerts par les firmes et enfin sur l'impact différencié au sein des firmes selon leurs productivités et leurs tailles. Si nos travaux empiriques et théoriques permettent d'apporter des éléments de réponse intéressants, ils n'ont pas la prétention de traiter les questions de façon exhaustive et suggèrent des travaux complémentaires pour nos recherches futures.

La contribution de notre travail de thèse réside dans l'apport d'une analyse nouvelle de la complémentaire dans le contexte français, où la recherche sur ce thème apparaît généralement se limiter aux États-Unis, où il ne s'agit pas d'une complémentaire santé "réduite" comme dans le cas français, mais au contraire d'un véritable investissement de la part des firmes dans la santé de leurs travailleurs, impliquant des moyens plus conséquents et des objectifs majeurs. Néanmoins, les réformes engagées pour la généralisation de la couverture, associées à une recherche à la fois d'un retour à l'équilibre sur le long terme du système privé de santé et d'une réduction du RAC des ménages dans le remboursement des dépenses de soins, donnent un avenir plus large pour les complémentaires. Qui plus est, cette même réforme impliquant désormais les entreprises dans les dépenses de soins qui n'existaient pas auparavant apportent de

nouveaux enjeux et des arbitrages différents. Après avoir rappelé les principaux résultats de ce travail de thèse, nous retraçons les limites de nos travaux et les perspectives qu'ils permettent dans un avenir proche.

Résumé des principaux résultats

Les deux premiers chapitres proposent deux approches structurelles de l'impact des complémentaires santé sur les politiques salariales des entreprises.

Le chapitre 1 s'intéresse qualitativement au lien entre investissement des firmes dans la santé des salariés. L'idée d'analyser cette relation provient notamment du "trade-off" de la théorie des différences compensatrices. Pour ce faire, nous développons un modèle de recherche d'emploi avec frictions. Celui-ci nous permet de donner les résultats qualitatifs quant à cette relation. Il existe de l'hétérogénéité à la fois du côté des firmes, par le biais de la productivité, et du côté des travailleurs, par le biais d'états de santé différents. L'hypothèse centrale réside dans l'impossibilité, pour l'employeur, d'observer *ex-ante* l'état de santé du travailleur. Grâce à ce modèle, nous explicitons la relation entre dépenses de santé par les firmes et salaire offert, lorsque l'investissement en santé n'est pas valorisé par le travailleur en bonne santé. Si le phénomène de différences compensatrices apparait, nous montrons surtout que les politiques salariale et de financement de la santé de la part de l'employeur sont étroitement liées, et observons que ces politiques dépendent de la productivité de la firme. Autour du seuil de productivité calculé, deux effets émergent, se contrebalancent et amène une indétermination sur la croissance ou la décroissance des dépenses de santé autour de ce même seuil. Le premier effet tient au fait qu'une politique salariale généreuse envers les salariés permet d'attirer les personnes en bonne santé. Les entreprises n'ont alors pas intérêt de proposer un contrat santé qui n'est pas valorisé par les travailleurs de type $-h-$. L'investissement en santé devrait ainsi décroitre de la part de la firme. Néanmoins, du fait de l'état de santé inobservé *ex-ante* par l'employeur, ce dernier peut alors avoir intérêt à proposer tout de

même un contrat santé. Un effet "productivité" vient donc contrebalancer le premier effet évoqué. Les personnes en mauvaise santé étant naturellement attirées elles aussi par un salaire plus élevé, la firme peut alors capter les travailleurs de type $-l-$ sans qu'elle ne le souhaite. L'intérêt pour elle est alors de proposer un contrat santé et espérer que celui-ci soit bénéfique pour l'état de santé du salarié et sa productivité. Ainsi, autour du seuil de productivité, les dépenses de santé peuvent croître ou décroître. Au delà de ce seuil, des salaires plus élevés attirent les travailleurs en meilleure santé, réduisant les incitations de l'entreprise à investir dans la santé. Si les résultats qualitatifs sont solides, des limites sont à souligner et sont discutées par la suite.

Le chapitre 2 explore les raisons pour lesquelles l'offre de salaire et de complémentaire santé est différente selon la structure de la firme. Une première partie empirique estime, à l'aide d'un modèle de régression linéaire et sur les données PSCE 2009, les différents déterminants du logarithme du salaire net des travailleurs. Cette analyse montre notamment que les différences d'offres de salaire observées lorsque les entreprises sont différenciées par leur taille proviennent essentiellement des différences de caractéristiques propres aux travailleurs qui les composent. Nous constatons qu'au delà des traditionnelles variables personnelles qui influent sur le salaire, telles l'âge, le niveau d'instruction, la CSP ou encore l'état de santé, l'accès à une CSE joue positivement et significativement sur le salaire net. En effectuant l'analyse sur les seuls détenteurs d'une CSE, on constate que le taux de cotisation de l'employeur au contrat santé et la qualité de celui-ci jouent un rôle quant au salaire offert. En d'autres termes, plus l'entreprise prend en charge la CSE de bonne qualité, plus le salaire moyen offert augmente. Ces informations amènent à penser que les firmes ne sont pas soumises aux mêmes contraintes lors de la mise en place d'une couverture. En effet, les firmes de plus petites tailles, proposant déjà, toutes choses égales par ailleurs, des salaires plus faibles à leurs salariés, peuvent difficilement proposer une CSE à leurs salariés si celle-ci est davantage tournée vers les hauts salaires. Néanmoins, si les travailleurs en bonne santé, potentiellement plus productif, ne valorisent pas la complémentaire, il peut-être intéressant de ne pas proposer de contrat collectif pour les attirer, ce qui arrangerait finalement

les TPE. Pour mesurer les préférences des travailleurs pour la CSE, nous exploitons la question disponible dans l'enquête : "Si vous aviez le choix, préféreriez-vous que votre employeur n'offre plus de complémentaire santé et qu'en contrepartie il augmente votre salaire ?". A l'aide d'un modèle Probit, nous nous analysons l'impact des variables personnelles et professionnelles sur ces mêmes préférences. Nous observons que ce sont les variables professionnelles, et notamment le niveau de salaire, ainsi que les variables relatives à la complémentaire, à savoir la qualité le taux employeur, qui influent sur la préférence plus ou moins grande pour le salaire. Assez logiquement, plus la qualité de la complémentaire et sa prise en charge par l'entreprise sont grandes, moins la préférence pour le salaire est élevée. Surtout, plus l'individu déclare un état de santé élevé, plus celui-ci accorde de l'importance à la CSE détenue. Ces résultats viennent confirmer l'idée que la complémentaire santé, dans le cadre français, doit être vu comme un bien particulier, tel un avantage en nature lorsque cette dernière est proposée par l'entreprise. A travers un modèle théorique, nous expliquons ensuite les raisons pour lesquelles les firmes de petites tailles, comparativement aux plus grandes entreprises, ne proposent pas de complémentaire santé. Nous nous appuyons sur les faits empiriques pour supposer, contrairement au chapitre 1, que les personnes en bonne santé valorise davantage la complémentaire santé. En reprenant le cadre de Li *et al.* [2013], deux principaux résultats émergent. Les firmes de petites tailles, soumises à des contraintes financières plus importantes, n'ont pas d'intérêt à offrir un contrat santé. Les firmes moins productives sont moins à même de proposer une couverture collective, généralement associée à un salaire élevé, et décident ainsi de ne pas en offrir pour minimiser ces coûts. Ajouter aux préférences des travailleurs en mauvaise santé pour le salaire, cela se traduit par un appariement plus adapté entre travailleurs à l'état de santé plus dégradé et les firmes à la productivité plus faible. Dans le cadre de la généralisation de la complémentaire, les entreprises ne proposant pas de complémentaire avant 2016 verraient cette dernière comme un surcoût, non adapté à ses capacités financières et proposeraient le minimum légal. Sachant cela, les travailleurs accédant auparavant à une complémentaire individuelle de qualité supérieure à celle proposée par la firme doivent passer par une surcomplémentaire s'ils souhaitent une qualité identique. Au final, cette réforme se tra-

duirait ainsi par un surcoût pour la firme aux capacités financières réduites et les travailleurs qui la compose.

Les deux derniers chapitres de cette thèse sont essentiellement empiriques et ont comme objectif d'observer si les intuitions trouvés dans les deux premiers chapitres théoriques sont validés dans les données. Deux déterminants de la productivité des salariés, avec l'étude de l'état de santé dans le chapitre 3 et de la probabilité d'arrêts maladie dans le chapitre 4.

Le chapitre 3 se concentre sur le lien entre complémentaire santé et état de santé déclaré et calculé des travailleurs. Plus précisément, nous estimons, dans un premier temps, l'impact de l'accès à une complémentaire santé pour les personnes non-couvertes sur la probabilité de déclarer une note d'état de santé supérieure à 8 ou avoir un score transformé supérieur à 60. Dans un second temps, nous évaluons le rôle de la complémentaire de groupe sur ces mêmes indicateurs d'état de santé. Ces résultats sont possibles par l'utilisation des données de l'"Enquête Santé et Protection Sociale" (2012). Nous mettons d'abord en oeuvre un modèle probit sur le sous-échantillon comprenant les personnes non-couvertes, celles couvertes de manière facultative par leur entreprise et les personnes ayant directement souscrit leur complémentaire santé auprès d'une compagnie d'assurance, par leurs propres moyens. Les résultats indiquent une probabilité de déclarer un état de santé supérieur à 60 de 2,86 points de pourcentage pour les non-assurés accédant à une complémentaire. Puis nous nous focalisons plus spécifiquement sur la complémentaire entreprise et mesurons l'impact de celle sur l'état de santé calculé et déclaré. Nous instrumentons cette CSE par le caractère obligatoire de certaines complémentaires de groupe et montrons, à l'aide d'un modèle de régression linéaire à variable instrumentale, que la couverture collective n'a pas d'impact significatif sur les deux mesures. Ainsi, la mise en place de la CSE par certaines entreprises ne semblent pas provenir d'une amélioration possible de la productivité du travailleur par le biais d'un état de santé plus important. Ce résultat infirme l'hypothèse faite dans le chapitre 1 et valide celle présente dans le chapitre 2, où la complémentaire ne se traduit-

sait pas par un gain d'état de santé.

Le chapitre 4 se concentre sur le lien entre couverture santé, politique(s) d'indemnisation et arrêts maladie. En effet, si l'état de santé ne semble pas s'améliorer significativement par une couverture collective, il se peut que cette dernière ait un impact sur le temps de présence du salarié dans la firme. L'utilisation des données PSCE 2009 nous donne des renseignements quant au nombre de jours exacts d'arrêts maladie pris par le travailleur au cours de cette même année. Qui plus est, la base de données renseigne les informations liées à la structure physique de la firme et la politique d'indemnisation mise en place, nous permettant de différencier les entreprises en fonction de leur taille et leur politique d'indemnisation d'arrêts maladie. Les "effets firmes", jouant généralement un rôle dans la littérature sur l'absentéisme, peuvent donc être utilisés pour mieux analyser les comportements opportunistes d'absentéisme et nous permettent de différencier les firmes selon leur structure et les politiques d'indemnisation d'arrêts maladie présente au sein de celles-ci. Soumis aux problèmes simultanés de l'aléa moral et de la sélection adverse communs aux différentes études sur le sujet (Caussat et Glaude [1993], Genier [1998], Albouy *et al.* [2007]), nous décidons d'utiliser, à l'instar du chapitre 3, le caractère obligatoire de la complémentaire santé afin d'écarter toute sélection adverse et permettant de se concentrer uniquement sur la place que tient l'aléa moral dans la probabilité de connaitre un arrêt maladie. A l'aide d'un modèle à double moindres carrés avec variables instrumentale, nous montrons que la présence d'une complémentaire entreprise a un effet différencié selon la taille et la politique d'indemnisation des firmes. Posséder une CSE joue significativement dans les entreprises de très petites tailles (0-9 salariés), qui décidaient de pratiquer initialement une politique d'indemnisation au minimum légal, avec un surplus de probabilité d'arrêt maladie de 8,6 points de pourcentage. En revanche, si l'entreprise est plus grande et/ou si l'entreprise propose une indemnisation généreuse, l'effet n'est pas significatif. Ensuite, la méthode développée par Angrist *et al.* [1996]) nous amène à déterminer le surplus de probabilité d'être arrêté 'k' jours dans l'année par le fait d'être couvert par une couverture collective. Nous observons si l'écart de probabilité d'arrêt maladie entre les "compliers" qui, lorsque la CSE

est facultative de la part de l'entreprise, décident de ne pas y souscrire, relativement aux personnes qui décident d'utiliser cette même complémentaire, est significatif. Une nouvelle fois, dans les très petites entreprises (0-13 salariés), la souscription à une complémentaire santé d'entreprise a un effet positif sur la probabilité d'avoir été en arrêt court au cours de l'année. En revanche, on ne trouve pas d'effet similaire dans les entreprises plus grandes. Cet effet différencié pourrait s'expliquer par le fait que les plus grandes entreprises ont souvent un régime d'indemnisation des arrêts plus généreux que la loi, contrairement aux Très Petites Entreprises. Cela signifierait qu'en l'absence de ce régime plus généreux, la CSE créée une incitation à l'absentéisme. En revanche, lorsque l'indemnisation des arrêts est généreuse, la contribution de la complémentaire santé d'entreprise à l'explication de l'absentéisme n'est plus significative, par le fait que l'incitation à l'absentéisme passe déjà par le canal de cette politique d'indemnisation généreuse.

Si ces deux études empiriques se concentrent prioritairement sur le problème lié aux arrêts et comportent des limites dont nous discuterons à la fin de cette conclusion, elles apportent des informations majeures sur la généralisation de la complémentaire santé au sein de entreprises. En effet, sans prise en compte des différences de structure entre les firmes, ce changement législatif se traduira par des résultats différenciés au sein de celles-ci. Surtout, nous observons qu'en termes d'arrêts maladie, ce sont les entreprises de petites tailles, qui décidaient en majorité de ne pas offrir de complémentaire santé à leurs salariés et représentant 80% des entreprises françaises, qui sont impactées par cette réforme.

Limites et prolongements

Au-delà des questions complémentaires, que suscitent les travaux de recherche présentés dans cette thèse et que nous avons pu souligner ci-dessus, ces derniers comportent un certain nombre de limites. La mise en évidence de ces limites se révèle pertinente afin de

mieux tracer les perspectives de nos recherches futures.

La nécessité de données de panel

Le chapitre 3 estime donc l'impact de la complémentaire santé puis de la couverture collective sur l'état de santé des travailleurs. Le chapitre 4 se concentre lui sur le lien entre couverture collective et les comportements opportunistes d'absentéisme. Au sein de ces deux premiers chapitres, différentes limites, provenant notamment des données disponibles, sont à souligner.

Les travaux empiriques présentés dans le cadre de cette thèse portent principalement sur l'étude de relations statiques avec des données en coupe, grâce aux données ESPS 2012 pour le chapitre 3 et aux données PSCE 2009 pour le chapitre 4. Notre intérêt se limite donc à des relations de plusieurs variables à l'instant t. A notre connaissance, seules les données fournies par l'IRDES et utilisées dans cette thèse nous permettent d'avoir des informations fournies à la fois sur les complémentaires santé et sur les firmes. En dépit d'enquêtes menées tous les 4 ans par l'institut, la présence d'une forte attrition et d'une refonte générale de l'échantillon interrogé à certaines années (par exemple en 2010 pour ESPS) nous empêche d'utiliser la dimension panel ou encore l'utilisation de données en coupes répétées [13]. L'une des principales critiques adressées aux analyses empiriques conduites sur données en coupe instantanée est qu'elles peuvent rendre compte de caractéristiques spécifiques à la période considérée. Dans le cadre spécifique des relations que nous étudions entre des variables de nature endogène, i.e résultant des choix des agents, nous contrôlons l'influence de l'hétérogénéité inobservée principalement grâce à des méthodes d'estimation avec variables instrumentales. Au sein des deux chapitres, l'utilisation de la complémentaire santé obligatoire comme source de variation exogène nous permet, selon toute vraisemblance, de purger la variable explicative de sa composante endogène et d'obtenir des estimations propres amenant à s'intéresser essentiellement sur le lien de causalité "couverture collective $\Rightarrow$ état de santé" dans le chapitre 3, puis sur l'importance de l'aléa moral sur le comportement

13. En effet, au fur et à mesure du temps, les questions posées diffèrent entre les enquêtes. Les personnes interrogées ne répondent donc pas nécessairement aux mêmes questions.

d'absentéisme dans le chapitre 4. Qui plus est, sur cette relation entre arrêt et couverture, une limite à souligner concerne l'impossibilité de s'intéresser à la récurrence et le nombre d'arrêts de travail pris par le salarié dans une année. En effet, puisque la complémentaire induit de l'aléa moral de la part des travailleurs, on peut supposer qu'elle a une incidence sur la répétition des arrêts. La prise en compte de cette variable aurait permis un chapitre 4 plus complet et d'observer si le surplus d'arrêts ressemble aux arrêts pris pour raisons personnelles avancées par Fournier [1989], qui peuvent s'apparenter à de l'aléa moral. On peut notamment supposer que le surplus d'arrêts courts trouvé est lui-même un ensemble d'arrêts très courts (à la journée ou demi-journée). Enfin, une dernière limite, toujours liées aux données disponibles, nous a empêché de s'intéresser à l'impact réel de la complémentaire santé sur le temps de présence en bonne santé du travailleur. En effet, un des objectifs initialement envisagé, basé sur l'idée générale du modèle de Grossman [1972], était d'observer l'impact de la complémentaire collective sur le temps de travail en bonne santé au sein de l'entreprise, permettant ainsi à la firme d'observer, si oui ou non, son offre de contrat est bénéfique sur la productivité potentiel de son salarié. Néanmoins, si on peut constater qu'offrir une complémentaire peut avoir des effets dans les firmes plus fragiles, il est difficile de savoir si cette complémentaire permet aux salariés de prendre des arrêts maladie plus courts permettant d'éviter une dégradation de l'état de santé, et potentiellement des arrêts plus longs sur le long terme.

Outre les difficultés d'estimation liées à l'utilisation de données en coupes instantanées, celles-ci permettent difficilement de considérer le caractère dynamique de l'état de santé étudié dans le chapitre 3. Nous ne pouvons que donner raison aux arguments pointant du doigt la nécessité de travailler sur des données de panel et la nécessité d'utiliser des modèles de durées lorsqu'on s'intéresse à l'état de santé des individus. Il sera nécessaire, dans le prolongement de cette étude, de remédier si possible à cette limite par l'utilisation de base de données qui permettent une analyse sur des périodes d'au moins 10 à 12 ans. Nous en sommes conscients et sommes soumis ici à une limitation par la structure de la base des données sur la santé et le marché du travail dans le cadre français, empêchant de considérer l'état de santé par son aspect dynamique.

Cette dynamique porte notamment sur le rôle déterminant des évènements passés dans l'état de santé actuel des enquêtés, qu'il soit accidentel (maladies, accident de la vie quotidienne...) ou liés au marché du travail (périodes de chômage, conditions de travail passées...). L'analyse dans le temps des phénomènes explicités dans cette thèse, à partir de données longitudinales, s'avère être une perspective centrale dans nos travaux de recherche futurs, participant à une meilleure compréhension de la présence de la complémentaire santé sur l'état de santé des individus et sur les questions liées au fait de s'arrêter ("qualité" des arrêts pris, durée et récurrence des arrêts). Qui plus est, les futures vagues ESPS et PSCE sont prometteuses et permettront d'aller plus loin dans le contrôle des variables. Des questions relatives à la généralisation de la complémentaire santé permettront de valider, *ex-post*, de cette réforme sur la probabilité d'arrêts maladie et d'infirmer ou confirmer l'étude *ex-ante* faite dans le chapitre 4.

Recherche sur le tas et persistance des chocs de santé

Le chapitre 1, premier chapitre théorique de cette thèse, explique qualitativement la relation entre financement des dépenses de santé par les entreprises et salaire offert par ces dernières, lorsque les dépenses de soins ne sont pas valorisées par les travailleurs en bonne santé. Le modèle utilisé est un modèle de recherche d'emploi avec frictions sur le marché du travail, comportant à la fois de l'hétérogénéité du côté des firmes (en terme de productivité) et des travailleurs (en terme d'état de santé). Si les résultats trouvés sont qualitativement juste, la non-prise en compte de la recherche sur le tas et de la persistence des chocs de santé ne permettent d'évaluer quantitativement la relation. L'avenir proche doit permettre d'étendre ce modèle et d'introduire ces effets au sein du modèle, traditionnellement présent dans la littérature et jouant un rôle prépondérant dans le cadre du marché du travail américain (Cooper et Monheit [1993], Holtz-Eakin [1993], Madrian [1994], Monheit et Cooper [1994], Dey et Flinn [2005]). La principale limite du modèle est sa capacité à représenter plus particulièrement le système français. A l'avenir, il sera plus judicieux de travailler avec ce modèle pour des pays adaptés tels les États-Unis. En effet, la mise en avant à travers le chapitre 3 d'un état de santé ne semblant pas être significativement amélioré avec la prise en charge de la part des

firmes de la complémentaire, et une couverture davantage préférée par les personnes en bonne santé au travers le chapitre 2, tend à réduire la portée du modèle pour expliquer les mécanismes présents en France. Intuitivement, la complémentaire santé doit alors être vu comme un avantage en nature davantage qu'un investissement en santé réel de l'entreprise envers le salarié. Une hausse significative de productivité de la part des personnes en mauvaise comme hypothèse dans le modèle est donc discutable. Le travailleur français, en bonne santé, devrait alors valoriser la couverture a un niveau au moins aussi élevé que le travailleur en mauvaise santé. Conjugué à une recherche sur le tas, la complémentaire santé pourrait être ainsi une façon d'attirer les travailleurs qui valorisent cette complémentaire, en bonne santé et donc potentiellement plus productif. Une façon envisagée de faire ce travail pourrait-être d'utiliser une fonction d'utilité concave en ces deux arguments (salaire et complémentaire), et interdépendants entre eux. Les perspectives de recherches et d'extension de ce modèle sont donc importantes.

Enfin, des limites émergent du chapitre 2, à la fois sur la première partie empirique et la deuxième partie théorique. A l'instar des limites énoncées pour les deux premiers chapitres, ce sont essentiellement des limites amenées par les bases de données utilisées qui apparaissent. La base de données PSCE 2009, si elle permet de s'intéresser au lien entre le salaire offert et couverture, possède des limites sur les variables disponibles. Ainsi, le montant de la complémentaire santé entreprise payé par le travailleur et la firme (la prime d'assurance), n'est pas connue. Elle limite ainsi fortement les travaux possibles sur l'analyse de la substitution entre la couverture santé et le salaire, rendant impossible une analyse correcte des différences compensatrices. De plus, la base de données étant appariée aux données DADS, nous utilisons la variable de salaire la plus convaincante en terme de fiabilité, avec le salaire moyen offert dans l'établissement. Néanmoins, une analyse du salaire perçu par le travailleur lui-même aurait permis une analyse plus fine, en déterminant le salaire qu'aurait perçu le travailleur selon que ce dernier accepte ou non la complémentaire facultative. Sur le plan théorique, le cadre repris de Li *et al.* [2013] et appliqué au cas français nécessite, pour des résultats plus généraux, une prise en compte de la subvention fiscale à la mise en place de la complémentaire santé d'entre-

prise, qui joue nécessairement dans la minimisation des coûts de la part de l'entreprise. Enfin, si une fonction additive séparable utilisée dans le chapitre 2 est présente et est assez commune dans la littérature, la mise en place d'une fonction d'utilité traduisant une interdépendance du salaire et de la complémentaire considérerait directement cette dernière comme un bien normal et généraliserait ainsi le modèle. Ceci nous permettrait d'être moins dépendant de l'hypothèse faite sur les préférences pour la complémentaire en fonction de l'état de santé. Les prolongements possibles sont donc nombreux.

La thèse présentée demande ainsi à être complétée par des travaux plus approfondis au niveau théorique, permettant d'apporter une compréhension plus fine des mécanismes. De même, le travail empirique pourra être amplifié et vérifié *ex-post* par l'utilisation de nouvelles bases de données.

Bibliographie

Naoki AIZAWA et Hanming FANG : Equilibrium labor market search and health insurance reform. Rapport technique, National Bureau of Economic Research, 2013.

V ALBOUY, Bruno CRÉPON *et al.* : Moral hazard and health insurance : an evaluation based on rubin s causal framework. Rapport technique, Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques, DESE, 2007.

Steven G ALLEN : An empirical model of work attendance. *The Review of Economics and Statistics*, pages 77–87, 1981.

Joshua D ANGRIST, Guido W IMBENS et Donald B RUBIN : Identification of causal effects using instrumental variables. *Journal of the American statistical Association*, 91(434): 444–455, 1996.

Giovanni APOLONE et Paola MOSCONI : The Italian SF-36 Health Survey : translation, validation and norming. *Journal of clinical epidemiology*, 51(11):1025–1036, 1998.

Tim BARMBY et Gesine STEPHEN : Worker absenteeism : why firm size may matter. *The Manchester School*, 68(5):568–577, 2000.

Orna BARON-EPEL et Giora KAPLAN : General subjective health status or age-related subjective health status : does it make a difference ? *Social Science & Medicine*, 53 (10):1373–1381, 2001.

Keshab R BHATTARAI, Tomasz WISNIEWSKI *et al.* : *Determinants of wages and labour supply in the UK*. University of Hull, Department of economics and commerce, 2000.

Bénédicte BOISGUÉRIN : Quelles caractéristiques sociales et quel recours aux soins pour les bénéficiaires de la CMUC en 2006 ? *Etudes et Résultats*, 2009.

Jonneke BOLHAAR, Maarten LINDEBOOM et Bas VAN DER KLAAUW : A dynamic analysis of the demand for health insurance and health care. *European Economic Review*, 56 (4):669–690, 2012.

John BOUND : Self-reported vs. objective measures of health in retirement models. Rapport technique, National Bureau of Economic Research, 1989.

John E BRAZIER, R HARPER, NM JONES, A O'CATHAIN, KJ THOMAS, T USHERWOOD et L WESTLAKE : Validating the SF-36 health survey questionnaire : new outcome measure for primary care. *Bmj*, 305(6846):160–164, 1992.

Charles BROWN et James MEDOFF : The employer size-wage effect. *Journal of political Economy*, 97(5):1027–1059, 1989.

David CARD, Carlos DOBKIN et Nicole MAESTAS : The impact of nearly universal insurance coverage on health care utilization and health : evidence from Medicare. Rapport technique, National Bureau of Economic Research, 2004.

David CARD, Carlos DOBKIN et Nicole MAESTAS : Does Medicare save lives ? *The quarterly journal of economics*, 124(2):597–636, 2009.

Laurent CAUSSAT et Michel GLAUDE : Dépenses médicales et couverture sociale. *Economie et statistique*, 265(1):31–43, 1993.

Sabine CHAUPAIN-GUILLOT et Olivier GUILLOT : Les absences au travail en Europe. quel impact du régime d'indemnisation maladie et de la législation de protection de l'emploi sur les comportements des salariés ? *Travail et emploi*, (120):17–31, 2009.

Sabine CHAUPAIN-GUILLOT, Olivier GUILLOT et François-Charles WOLFF : Les absences au travail : une analyse à partir des données françaises du Panel européen des ménages ; suivi d'un commentaire de François-Charles Wolff. *Economie et statistique*, 408(1):45–80, 2007.

Pierre-André CHIAPPORI, Franck DURAND et Pierre-Yves GEOFFARD : Moral hazard and the demand for physician services : first lessons from a French natural experiment. *European economic review*, 42(3-5):499–511, 1998.

Gary CLAXTON, Anthony DAMICO *et al.* : Kaiser Family Foundation. *Health Research and Educational Trust and the National Opinion Research Center. Employer Health Benefits 2007 Annual Survey*, page 235, 2015.

Melvyn G COLES et John G TREBLE : Calculating the price of worker reliability. *Labour Economics*, 3(2):169–188, 1996.

Philip F COOPER et Alan C MONHEIT : Does employment-related health insurance inhibit job mobility ? *Inquiry*, pages 400–416, 1993.

Agnès COUFFINHAL, Marc PERRONNIN, Julie CHEVALIER et Pascale LENGAGNE : Accès à la couverture complémentaire maladie en France : une comparaison des niveaux de remboursement : Enquêtes esps 2000 et 2002. *Questions d'économie de la santé*, (80):1–6, 2004.

Charles COURTEMANCHE et Daniela ZAPATA : Does universal coverage improve health ? *The Massachusetts Experience (July 1, 2012). Andrew Young School of Policy Studies Research Paper Series*, (12-19), 2012.

Janet CURRIE et Jonathan GRUBER : Health insurance eligibility, utilization of medical care, and child health. *The Quarterly Journal of Economics*, 111(2):431–466, 1996.

David CUTLER : Market failure in small group health insurance. Rapport technique, National Bureau of Economic Research, 1994.

Thibaut DE SAINT POL et François MARICAL : La complémentaire santé : une généralisation qui n'efface pas les inégalités. *Insee première*, (1142):4, 2007.

Philip DECICCA : Health insurance availability and entrepreneurship : evidence from New Jersey. 2007.

Daniel DEPARDIEU et Stefan LOLLIVIER : Les facteurs de l'absentéisme. *Economie et statistique*, 176(1):15–26, 1985.

Karen B DeSalvo, Vincent S Fan, Mary B McDonell et Stephan D Fihn : Predicting mortality and healthcare utilization with a single question. *Health services research*, 40(4):1234–1246, 2005.

Marion Devaux, Florence Jusot, Catherine Sermet et Sandy Tubeuf : Hétérogénéité sociale de déclaration de l'état de santé et mesure des inégalités de santé. *Revue française des affaires sociales*, (1):29–47, 2008.

Matthew S Dey et Christopher J Flinn : An equilibrium model of health insurance provision and wage determination. *Econometrica*, 73(2):571–627, 2005.

Marcus Dillender : Do more health insurance options lead to higher wages ? Evidence from states extending dependent coverage. *Journal of health economics*, 36:84–97, 2014.

Paul Dourgnon, Florence Jusot, Romain Fantin *et al.* : Payer peut nuire à votre santé : une étude de l'impact du renoncement financier aux soins sur l'état de santé. *IRDES, Document de travail*, 47, 2012.

Randall W Eberts et Joe A Stone : Wages, fringe benefits, and working conditions : an analysis of compensating differentials. *Southern Economic Journal*, pages 274–280, 1985.

Jon Ivar Elstad : Inequalities in health related to women's marital, parental, and employment status : a comparison between the early 70s and the late 80s, Norway. *Social science & medicine*, 42(1):75–89, 1996.

Axel Engellandt et Regina T Riphahn : Temporary contracts and employee effort. *Labour economics*, 12(3):281–299, 2005.

Fabrice Etilé et Carine Milcent : Income-related reporting heterogeneity in self-assessed health : evidence from France. *Health economics*, 15(9):965–981, 2006.

Robert W Fairlie, Kanika Kapur et Susan Gates : Is employer-based health insurance a barrier to entrepreneurship ? *Journal of Health Economics*, 30(1):146–162, 2011.

Roger FELDMAN, Bryan DOWD, Scott LEITZ et Lynn A BLEWETT : The effect of premiums on the small firm's decision to offer health insurance. *Journal of Human Resources*, pages 635–658, 1997.

Amy FINKELSTEIN et Robin MCKNIGHT : What did medicare do ? The initial impact of Medicare on mortality and out of pocket medical spending. *Journal of public economics*, 92(7):1644–1668, 2008.

Amy FINKELSTEIN, Sarah TAUBMAN, Bill WRIGHT, Mira BERNSTEIN, Jonathan GRUBER, Joseph P NEWHOUSE, Heidi ALLEN et Katherine BAICKER : The Oregon health insurance experiment : evidence from the first year. *The Quarterly journal of economics*, 127(3):1057–1106, 2012.

Jean-Yves FOURNIER : Les absences au travail : 16 jours par an pour un ouvrier 3,5 jours pour un cadre. *Economie et statistique*, 221(1):47–53, 1989.

Louise FOX et Ana Maria OVIEDO : Are skills rewarded in Sub-Saharan Africa ? Determinants of wages and productivity in the manufacturing sector. 2008.

Camille FRANCESCONI, Marc PERRONNIN et Thierry ROCHEREAU : Complémentaire maladie d'entreprise : contrats obligatoires ou facultatifs, lutte contre l'antisélection et conséquences pour les salariés. *Questions d'économie de la santé*, (115):1–4, 2006.

Paul FRONSTIN et Ruth HELMAN : Small employers and health benefits : Findings from the 2002 small employer health benefits survey. *EBRI Issue Brief*, (253), 2003.

Pascale GENIER : Assurance et recours aux soins. une analyse microéconométrique à partir de l'enquête Santé 1991-1992 de l'Insee. *Revue économique*, pages 809–819, 1998.

William M GENTRY et Eric PERESS : Taxes and fringe benefits offered by employers. Rapport technique, National Bureau of Economic Research, 1994.

John GIBSON et Steven STILLMAN : Why do big firms pay higher wages ? Evidence from

an international database. *The Review of Economics and Statistics*, 91(1):213–218, 2009.

Gerald S GOLDSTEIN et Mark V PAULY : Group health insurance as a local public good. *In The role of health insurance in the health services sector*, pages 73–114. NBER, 1976.

Michel GRIGNON et Marc PERRONNIN : Impact de la couverture maladie universelle complémentaire sur les consommations de soins. *Questions d'économie de la santé*, (74):1–6, 2003.

Michael GROSSMAN : On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political economy*, 80(2):223–255, 1972.

Michael GROSSMAN *et al.* : The demand for health : a theoretical and empirical investigation. *NBER Books*, 1972.

Jonathan GRUBER : Health insurance and the labor market. *Handbook of health economics*, 1:645–706, 2000.

Jonathan GRUBER et Alan B KRUEGER : The incidence of mandated employer-provided insurance : lessons from workers' compensation insurance. Rapport technique, National Bureau of Economic Research, 1990.

Jonathan GRUBER et Michael LETTAU : How elastic is the firm's demand for health insurance ? *Journal of Public Economics*, 88(7):1273–1293, 2004.

Jonathan GRUBER et Brigitte C MADRIAN : Health insurance, labor supply, and job mobility : A critical review of the literature. Rapport technique, National Bureau of Economic Research, 2002.

Mohamed Ali Ben HALIMA, Thierry DEBRAND et Camille REGAERT : Arrêts maladie : comment expliquer les disparités départementales ? : Premières exploitations de la base Hygie. *Questions d'économie de la santé*, (177):1–8, 2012.

Mohamed Ali Ben HALIMA, Virginie HYAFIL-SOLELHAC, Malik KOUBI, Camille REGAERT *et al.* : Quel est l'impact du système d'indemnisation maladie sur la durée des arrêts de travail pour maladie ? Rapport technique, 2015.

Magnus HENREKSON et Mats PERSSON : The effects on sick leave of changes in the sickness insurance system. *Journal of Labor economics*, 22(1):87–113, 2004.

Douglas HOLTZ-EAKIN : Health insurance provision and labor market efficiency in the United States. Rapport technique, National Bureau of Economic Research, 1993.

Douglas HOLTZ-EAKIN, John R PENROD et Harvey S ROSEN : Health insurance and the supply of entrepreneurs. *Journal of Public Economics*, 62(1):209–235, 1996.

Ellen L IDLER et Yael BENYAMINI : Self-rated health and mortality : a review of twenty-seven community studies. *Journal of health and social behavior*, pages 21–37, 1997.

Per JOHANSSON et Mårten PALME : Assessing the effect of public policy on worker absenteeism. *Journal of Human Resources*, pages 381–409, 2002.

Per JOHANSSON et Mårten PALME : Moral hazard and sickness insurance. *Journal of Public Economics*, 89(9):1879–1890, 2005.

Bidénam KAMBIA-CHOPIN, Marc PERRONNIN, Aurélie PIERRE et Thierry ROCHEREAU : La complémentaire santé en France en 2006 : un accès qui reste inégalitaire. *IRDES-Questions d'Économie de la Santé*, (132), 2008.

Kanika KAPUR : The impact of the health insurance market on small firm employment. *Journal of Risk and Insurance*, 71(1):63–90, 2004.

Kanika KAPUR, José J ESCARCE, M Susan MARQUIS et Kosali I SIMON : Where do the sick go ? Health insurance and employment in small and large firms. *Southern Economic Journal*, pages 644–664, 2008.

JL LANOË et Y MAKDESSI-RAYNAUD : L'état de santé en France en 2003. santé perçue, morbidité déclarée et recours aux soins à travers l'enquête décennale santé. *Etudes et résultats (DRESS)*, 436:1–12, 2005.

Renaud LEGAL : Les déterminants de la demande individuelle de couverture complémentaire santé en France. 2008.

Arleen LEIBOWITZ et Michael CHERNOW : The firms' demand for health insurance. 1992.

Pascale LENGAGNE, Marc PERRONNIN et Aurélie PIERRE : La complémentaire santé d'entreprise se substitue-t-elle au salaire ? *In Communication lors du colloque protection sociale d'entreprise*, volume 25, 2010.

Jean-Louis LHÉRITIER : Les déterminants du salaire. *Economie et statistique*, 257(1):9–21, 1992.

Chu-Shiu LI, Chwen-Chi LIU, Yu-Chen KUO et Chen-Sheng YANG : Health insurance provision and labor contracts for small firms. *Small Business Economics*, 40(2):325–334, 2013.

Lynette LY LIM, Sam-ang SEUBSMAN et Adrian SLEIGH : Thai SF-36 health survey : tests of data quality, scaling assumptions, reliability and validity in healthy men and women. *Health and quality of life outcomes*, 6(1):52, 2008.

Ilias LIVANOS et Alexandros ZANGELIDIS : Sickness absence : a pan-European study. 2010.

Johan P MACKENBACH, CW LOOMAN et JB Van der MEER : Differences in the misreporting of chronic conditions, by level of education : the effect on inequalities in prevalence rates. *American Journal of Public Health*, 86(5):706–711, 1996.

Brigitte MADRIAN *et al.* : The effect of health insurance on transitions to self employment. Rapport technique, Chicago-Population Research Center, 1998.

Brigitte C MADRIAN : Employment-based health insurance and job mobility : Is there evidence of job-lock ? *The Quarterly Journal of Economics*, 109(1):27–54, 1994.

M Susan MARQUIS et Stephen H LONG : To offer or not to offer : the role of price in employers' health insurance decisions. *Health Services Research*, 36(5):935, 2001.

C MATHERS et RM DOUGLAS : Measuring progress in population health and well-being. *Measuring progress : Is life getting better*, pages 125–155, 1998.

Jacob MINCER : Schooling, Experience, and Earnings. Human Behavior & Social Institutions No. 2. 1974.

K MOESGAARD-IBURG, CJL MURRAY et J SALOMON : Expectations for health distorts : self-reported and physician assessed health status compared to observed health status, 2000.

Alan C MONHEIT et Philip F COOPER : Health Insurance and Job Mobility : Theory and Evidence. *ILR Review*, 48(1):68–85, 1994.

Alan C MONHEIT et Jessica P VISTNES : Implicit pooling of workers from large and small firms. *Health Affairs*, 13(1):301–314, 1994.

Michael A MORRISEY, Gail A JENSEN et Robert J MORLOCK : Small employers and the health insurance market. *Health Affairs*, 13(5):149–161, 1994.

Joseph P NEWHOUSE : Medical-care expenditure : a cross-national survey. *The Journal of Human Resources*, 12(1):115–125, 1977.

Joseph P. NEWHOUSE et Rand Corporation. Insurance Experiment GROUP : *Free for all ? : lessons from the RAND health insurance experiment*. Harvard University Press, 1993.

Craig A OLSON : Do workers accept lower wages in exchange for health benefits ? *Journal of Labor Economics*, 20(S2):S91–S114, 2002.

Solveig Osborg OSE : Working conditions, compensation and absenteeism. *Journal of health economics*, 24(1):161–188, 2005.

Mark V PAULY : Taxation, health insurance, and market failure in the medical economy. *Journal of Economic Literature*, 24(2):629–675, 1986.

Marc PERRONNIN, Aurélie PIERRE et Thierry ROCHEREAU : La complémentaire santé en France en 2008 : une large diffusion mais des inégalités d'accès. *Questions d'économie de la santé*, (161), 2011.

Catherine POLLAK : La couverture du délai de carence des arrêts maladie en France : Déterminants et impact sur l'absentéisme. *Communication aux Journées des économistes de la santé*, 2013.

Robert A POLLAK : Additive von Neumann-Morgenstern utility functions. *Econometrica, Journal of the Econometric Society*, pages 485–494, 1967.

Katja PUHANI, Patrick A et Sonderhof : The effects of a sick pay reform on absence and on health-related outcomes ? *The Journal of Health Economics*, 29(2):285–302.

B QU, HQ GUO, J LIU, Y ZHANG et G SUN : Reliability and validity testing of the SF-36 questionnaire for the evaluation of the quality of life of Chinese urban construction workers. *Journal of International Medical Research*, 37(4):1184–1190, 2009.

Denis RAYNAUD : L'impact de la CMU sur la consommation individuelle de soins. 2003.

Denis RAYNAUD : Les déterminants individuels des dépenses de santé : l'influence de la catégorie sociale et de l' assurance complémentaire. *Etudes et résultats*, 378, 2005.

Sherwin ROSEN : The theory of Equalizing Differences, Handbook of Labor Economics, 1986.

Anne Beeson ROYALTY : Tax preferences for fringe benefits and workers ? Eligibility for employer health insurance. *Journal of Public Economics*, 75(2):209–227, 2000.

Florian SCHWIMMER : *Firmengröße und Entlohnung : Eine Neuinterpretation auf Basis arbeitsteiliger Prozesse*. 2006.

Vincenzo SCOPPA : Worker absenteeism and incentives : Evidence from Italy. *Managerial and Decision Economics*, 31(8):503–515, 2010.

Carl SHAPIRO et Joseph E STIGLITZ : Equilibrium unemployment as a worker discipline device. *The American Economic Review*, 74(3):433–444, 1984.

Amir SHMUELI : Health and religiosity among Israeli Jews. *The European Journal of Public Health*, 17(1):104–111, 2007.

Richard M STEERS et Susan R RHODES : Knowledge and speculation about absenteeism. *Absenteeism*, 1:229–275, 1984.

Eric STROBL et Robert J THORNTON : Do large employers pay more in developing countries ? The case of five african countries. 2002.

Lawrence H SUMMERS : Some simple economics of mandated benefits. *The American Economic Review*, 79(2):177–183, 1989.

Su-Ying TSAI, Lin-Yang CHI, Chen-hsen LEE et Pesus CHOU : Health-related quality of life as a predictor of mortality among community-dwelling older persons. *European journal of epidemiology*, 22(1):19–26, 2007.

Eddy VAN DOORSLAER et Ulf-G GERDTHAM : Does inequality in self-assessed health predict inequality in survival by income? evidence from Swedish data. *Social science & medicine*, 57(9):1621–1629, 2003.

Jessica Primoff VISTNES : Gender differences in days lost from work due to illness. *ILR Review*, 50(2):304–323, 1997.

Elisabeth VLASSENKO et Jean-Charles WILLARD : Absentéisme : le poids des facteurs collectifs. *Economie et statistique*, 164(1):39–51, 1984.

Rui WANG, Cheng WU, Yanfang ZHAO, Xiaoyan YAN, Xiuqiang MA, Meijing WU, Wenbin LIU, Zheng GU, June ZHAO et Jia HE : Health related quality of life measured by SF-36 : a population-based study in Shanghai, China. *BMC public health*, 8(1):292, 2008.

John E WARE JR et Cathy Donald SHERBOURNE : The MOS 36-item short-form health survey (SF-36) : I. Conceptual framework and item selection. *Medical care*, pages 473–483, 1992.

Alison J WELLINGTON : Health insurance coverage and entrepreneurship. *Contemporary Economic Policy*, 19(4):465–478, 2001.

Rainer WINKELMANN : Wages, firm size and absenteeism. *Applied Economics Letters*, 6 (6):337–341, 1999.

Nicolas R ZIEBARTH et Martin KARLSSON : A natural experiment on sick pay cuts, sickness absence, and labor costs. *Journal of Public Economics*, 94(11):1108–1122, 2010.

Nicolas R ZIEBARTH et Martin KARLSSON : The effects of expanding the generosity of the statutory sickness insurance system. *Journal of Applied Econometrics*, 29(2):208–230, 2014.

Julie M ZISSIMOPOULOS et Lynn A KAROLY : Transitions to self-employment at older ages : The role of wealth, health, health insurance and other factors. *Labour Economics*, 14(2):269–295, 2007.

Liang ZOU : Incentive roles of fringe benefits in compensation contracts. *Journal of Economics*, 65(2):181–199, 1997.

Liste des tableaux

1 Financement des dépenses par poste de soins 2008-2014 (en %) 6

2.1 Déterminants du logarithme du salaire net de l'individu 52
2.2 Préférence pour un salaire plus élevé, sans CSE 56
2.3 État de santé et pourcentage de CSE (%) en fonction du CA et de la taille de la firme 64

3.1 Répartition de la CSBM, par poste de soins 72
3.2 Statistiques descriptives 81
3.3 Impact de la complémentaire santé sur l'état de santé 83
3.4 Impact du contrat santé d'entreprise sur l'état de santé 85
3.5 Impact de la complémentaire santé sur l'état de santé calculé ordonné . . . 88

4.1 Caractéristiques des firmes 99
4.2 Politique d'indemnisation des firmes 101
4.3 Caractéristiques des arrêts 103
4.4 Probabilité d'arrêts maladie par taille d'entreprise 107
4.5 Déterminants de la probabilité de connaitre un arrêt au cours des 12 derniers mois 111
4.6 Déterminants de la probabilité d'être en arrêt au cours des 12 derniers mois (par taille) 113
4.7 Déterminants de la probabilité de connaitre moins de 4 jours d'arrêts (par taille) 114
4.8 Déterminants de la probabilité de connaitre moins de 4 jours d'arrêts (par politique d'indemnisation) 116
4.9 Déterminants de la probabilité de connaitre moins de 4 jours d'arrêts (par politique d'indemnisation et taille d'entreprise) 117

Table des figures

1 Évolution du poids de la santé dans le PIB (%), de 1980 à 2013 2
2 Répartition des dépenses courantes et totales de santé public/privé (2013) 3
3 Répartition des dépenses entre assurances privées et ménages 4

1.1 Relation entre couverture santé et salaire en fonction du niveau de productivité 33
1.2 Cas avec information parfaite 35
1.3 Relation entre salaire et couverture selon le niveau de productivité 40

2.1 Densité des salaires en fonction du type d'assurance 48
2.2 Densité des salaires en fonction de la taille des firmes 50
2.3 Forme générale de la CNT, pour $i = b, g$ 60
2.4 Forme générale de la CNT, pour $i = b, g$ 61
2.5 Contrats optimaux possibles 62

3.1 Répartition des notes déclarées et du score calculé au sein de l'échantillon . 79

4.1 Loi de mensualisation (19 Janvier 1978) 100
4.2 Probabilité d'être arrêté 'k' jours dans l'année (par taille) 119
4.3 Bootstrap par taille de firme 120
4.4 Indemnisation légale vs. indemnisation généreuse (Loi de mensualisation) . 121
4.5 Indemnisation légale vs. indemnisation généreuse (Délai de carence) 121
4.6 Bootstrap par politique d'indemnisation 122

UNIVERSITE BRETAGNE LOIRE

Le Mans Université

Thèse de Doctorat

Jérôme RONCHETTI

Contributions à l'analyse de la diversité d'impacts des complémentaires santé

Approches théoriques et empiriques

Résumé

Nous proposons une analyse originale de l'impact de la complémentaire santé sur les comportements des travailleurs et des firmes sur le marché du travail. Le premier chapitre explicite théoriquement les politiques salariales et d'investissement en santé de la part de la firme lorsque celle-ci observe imparfaitement l'état de santé du salarié et où les dépenses effectuées par les firmes peuvent se traduire par des gains de productivité, via un meilleur état de santé. Nous montrons que les deux politiques sont étroitement liées et sont dépendantes de la productivité de la firme. Le deuxième chapitre explique les raisons pour lesquelles l'offre jointe complémentaire/salaire diffère selon la structure de la firme. Nous montrons que les TPE et plus généralement les entreprises soumises à des contraintes financières plus importantes, n'offrent pas de couverture, celle-ci étant généralement liée aux contrats de travail des salariés les mieux payés. Le troisième chapitre dresse un bilan de la présence de la complémentaire santé sur l'état de santé des travailleurs. L'analyse traduit des gains non-significatifs en termes d'état de santé, validant ainsi le modèle utilisé dans le chapitre 2. Le dernier chapitre vient quant à lui analyser le comportement d'absentéisme du travailleurs sous l'effet de la complémentaire collective. La présence d'un contrat santé d'entreprise se traduit par la présence d'aléa moral lorsque le travailleurs appartient à des firmes de petites tailles et indemnisant faiblement les arrêts de travail.

Mots clés

Complémentaire santé, absentéisme, état de santé, investissement en santé, stratégie d'identification, politiques salariales, salaires d'équilibre

Abstract

This thesis proposed an original work around 4 chapters. We focus on the different impacts of health insurance on the choice of wage policies of the firms on the one hand, and on the health status and absenteeism behavior of the worker on the other hand. The first part consists of two theoretical chapters. In a first chapter, we explain the wage and health investment policies of the firm when it observes imperfectly the health of the employee and where the health spendings granted by the firms can result in gains of productivity, through better health. We show that the two policies are closely related and are dependent on the productivity of the firm. The second chapter explains why the package "health insurance-wage" offer by the firms differs according to their structures. We show that small firms, and more generally companies with higher financial constraints, do not offer coverage, which is generally linked to the highest wages. The third chapter estimate the impact of health insurance on health status and the "SF-36" health measure. The results indicates unsignificant gain of "health point" and thus validates the hypothesis of chapter 2. Finally, the last chapter explore the relationship between health insurance and absenteeism. More precisely, with consideration of firm size and initial sick leave compensation policy, we detect a moral hazard effect related to the health insurance when the worker belongs to a small firm with poor compensation for sick leave.

Key Words

Health insurance, absenteeism, health status, health investment, identification strategy, wage policy, equilibrium wages