



HAL
open science

Assurance maladie complémentaire : régulation, accès aux soins et inégalités de couverture

Aurélie Pierre

► To cite this version:

Aurélie Pierre. Assurance maladie complémentaire : régulation, accès aux soins et inégalités de couverture. Economies et finances. Université Paris sciences et lettres, 2018. Français. NNT : 2018PSLED031 . tel-02065379

HAL Id: tel-02065379

<https://theses.hal.science/tel-02065379v1>

Submitted on 12 Mar 2019

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

THÈSE DE DOCTORAT

de l'Université de recherche Paris Sciences et Lettres
PSL Research University

Préparée à l'Université Paris-Dauphine

Assurance maladie complémentaire :
régulation, accès aux soins et inégalités de couverture

École Doctorale de Dauphine — ED 543

Spécialité Sciences économiques

Soutenue le **29.06.2018**
par **Aurélie PIERRE**

Dirigée par **Carine FRANC**

COMPOSITION DU JURY :

Carine FRANC

Inserm

Directrice de thèse

Thomas BUCHMUELLER

University of Michigan

Rapporteur

Sandy TUBEUF

University of Leeds

Rapporteur

Brigitte DORMONT

PSL, Université Paris-Dauphine

Membre du jury

Pierre-Yves GEOFFARD

PSE, Ecole d'économie de Paris

Membre du jury

Jérôme WITTEWER

Université de Bordeaux

Président du jury

THESE DE DOCTORAT DE SCIENCES ECONOMIQUES

Préparée à l'Université Paris-Dauphine

Assurance maladie complémentaire :
régulation, accès aux soins
et inégalités de couverture

Soutenue le 29 juin 2018
par Aurélie PIERRE

JURY

Carine Franc, Directrice de thèse
Thomas Buchmueller, Rapporteur
Sandy Tubeuf, Rapporteur
Brigitte Dormont, Membre du jury
Pierre-Yves Geoffard, Membre du jury
Jérôme Wittwer, Président du jury

REMERCIEMENTS

C'est un peu bizarre une thèse. C'est un travail sans fin qui doit finir un jour. C'est une remise en cause permanente indispensable pour avancer. Mais surtout, c'est un investissement personnel qui nécessite beaucoup de collaborations. Il est temps de vous dire merci.

Carine, merci pour ton soutien, ton optimisme et ta confiance. Cette thèse représente pour moi beaucoup plus que ces quatre dernières années de travail, elle concrétise une collaboration de longue date qui m'a aidée à être la chercheuse que je suis aujourd'hui.

Je remercie chaleureusement Thomas Buchmueller, Sandy Tubeuf, Brigitte Dormont, Pierre-Yves Geoffard et Jérôme Wittwer pour avoir accepté de faire partie du jury. J'en suis très honorée.

Merci infiniment à mes co-auteurs, Florence Jusot, Marc Perronnin et Denis Raynaud. Florence, cette thèse te doit beaucoup. Marc, je te dois beaucoup. Denis, merci d'avoir permis au dernier chapitre de voir le jour et de m'avoir toujours soutenue dans ce projet à l'Irdes.

Mes réflexions ont été nourries par de nombreux échanges formels et informels qui ont permis de faire évoluer significativement les travaux présentés dans cette thèse. Je remercie en particulier Konstantin Beck, Thomas Buchmueller, Mathieu Cousineau, Didier Blanchet, Mireille Elbaum, Pierre-Yves Geoffard, Béatrice Rey-Fournier, Nicolas Sirven, Clémence Tébaud et Jérôme Wittwer.

Merci à Nathalie Pelletier-Fleury pour son accueil au CESP ainsi qu'à tous ceux que j'ai rencontré à Villejuif et en particulier à Angélique Delbarre, Magali Dumontet, Jonathan Sicsic, Marc Levaillant et Panayotis Constantinou.

Merci à tous ceux qui, un jour, m'ont dit : « Alors, t'en es où? ». Clément :) ... Et bien sûr à tous mes autres collègues de l'Irdes qui m'ont apporté leur soutien et leur avis précieux. Damien Bricard, Nicolas Célant, Paul Dourgnon, Maude Espagnacq, Anne Evans, Stéphanie Guillaume, Jacques Harrouin, Isabelle Henri, Pascale Lengagne, Véronique Lucas, Julien Mousquès, Frédérique Ruchon, Sylvain Pichetti et Aude Sirvain. J'ai partagé avec un certain nombre d'entre vous, et bien plus encore, les défis auxquels j'ai fait face. Merci pour vos conseils et vos pensées.

Et puis il y a tous les autres. Ceux qu'on embarque malgré eux dans cette belle aventure, qui sont là depuis le début ou arrivés en cours de route, qui n'ont parfois jamais lu vos travaux mais qui trouvent que, ce vous faites, c'est vraiment génial. Merci pour l'équilibre fondamental et le soutien que vous m'avez apporté. Sandra, Alex, Rodolphe, Amélie, Gwenaëlle, Léo, Caro, Maro, Pierre, Sabina, Steph, Fred, Aude. Merci enfin à ma famille, et en particulier à mes parents et à ma sœur.

Aurélie

L'UNIVERSITE PARIS-DAUPHINE n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les thèses ; ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

Table des matières

INTRODUCTION GENERALE.....	11
-----------------------------------	-----------

CHAPITRE 1 - Une analyse dynamique du rôle de l'assurance sur l'accès aux soins et les dépenses de santé	35
1. Introduction.....	37
2. Données.....	39
2.1. Contexte.....	39
2.2. Echantillon.....	40
3. Hypothèses et méthode.....	43
3.1. Modèle économique.....	43
3.2. Prise en compte de l'anti-sélection.....	45
3.3. Notations et estimations économétriques.....	46
4. Résultats.....	48
4.1. La probabilité de consommer des soins.....	48
4.2. Le nombre conditionnel de recours.....	52
4.3. La dépense par recours aux soins.....	53
4.4. Les effets de la surcomplémentaire selon le niveau de revenu.....	53
5. Discussion.....	57
6. Annexes.....	59

CHAPITRE 2 - Conséquences de l'assurance publique et complémentaire sur la distribution et la concentration des restes à charge : une étude de cas	67
1. Introduction.....	69
2. Données.....	71
3. Méthode.....	74
3.1. Analyse de la distribution et de la concentration des RAC.....	74
3.2. Analyse de la concentration des RACC selon les besoins de soins des individus.....	75
4. Résultats.....	79
4.1. Niveau, distribution et concentration des RACC.....	79
4.2. Quelle mutualisation des dépenses après les remboursements de l'assurance complémentaire ?.....	86
5. Discussion.....	93
6. Annexes.....	96

CHAPITRE 3 - The Likely Effects of Employer-Mandated Complementary Health Insurance on Health Coverage in France 101

1. Introduction	103
2. Context	106
2.1. CHI contracts in France.....	106
2.2. The employer's mandate of the ANI law	107
2.3. Employee exemptions	107
3. Method.....	108
3.1. Analysis strategy	108
3.2. Data	108
3.3. Simulations and assumptions	111
4. Results	113
4.1. Non-coverage in 2012	113
4.2. Characteristics of the targeted populations.....	117
4.3. The simulation of the effects of ANI on non-coverage rates	118
4.4. Who would be the winners and the losers?	122
5. Discussion	126

CHAPITRE 4 - Généralisation de la complémentaire santé d'entreprise: une évaluation *ex ante* des gains et des pertes de bien-être 129

1. Introduction	131
2. L'accord national interprofessionnel et le contenu des contrats.....	133
3. Cadre théorique d'analyse	134
3.1. Le modèle d'utilité espéré	134
3.2. Stratégie d'analyse	137
4. Données.....	139
5. Hypothèses et imputations.....	141
5.1. Fonction d'utilité	141
5.2. Les contrats de complémentaire santé avant l'Ani.....	143
5.3. Les changements de couverture à attendre de l'Ani.....	147
6. Analyses descriptives	150
6.1. La couverture par une complémentaire santé avant l'Ani.....	150
6.2. Les variations attendues de bien-être	152
7. Résultats	154
7.1. L'effet de l'Ani sur le bien-être de l'ensemble de la population.....	154
7.2. L'effet de l'Ani selon les trajectoires assurantielles des individus.....	157
7.3. Répartition des gagnants, des neutres et des perdants de la réforme selon les caractéristiques individuelles.....	160
7.4. Les effets propres de la généralisation de la complémentaire santé d'entreprise.....	161
8. Bien-être collectif : de l'approche utilitariste à celle de la justice sociale.....	163
9. Discussion	166
10. Annexes.....	169

CONCLUSION GENERALE..... 181

BIBLIOGRAPHIE..... 187

INTRODUCTION GENERALE

En réduisant le risque financier associé à la survenue d'une maladie, l'assurance maladie joue un rôle central pour les populations. Elle permet avant tout à tout individu malade de faire face à ses dépenses de santé et de pouvoir accéder aux soins. Elle permet ainsi d'améliorer l'état de santé des individus, de réduire les conséquences financières de la maladie sur le budget des ménages, d'améliorer le bien-être des assurés et, bien plus encore, de garantir un système de solidarité entre les individus bien portants et les malades et ainsi de favoriser la cohésion sociale.

L'organisation des systèmes d'assurance santé – et notamment le partage public/privé du financement des soins – dépend éminemment de l'histoire de chaque pays mais, également, de façon plus générique, de l'existence d'asymétries d'information entre les acteurs du système de santé, et notamment entre les assureurs et les assurés, conduisant aux phénomènes bien connus d'aléa moral et d'anti-sélection (Arrow, 1963 ; Rothschild et Stiglitz, 1976). Dans la relation assureur-assuré, l'aléa moral concerne les situations dans lesquelles les assurés modifient leurs comportements suite à la souscription d'une assurance. Le risque financier auquel ils font face étant mieux couvert, ils peuvent être incités à être moins prudents (on

parle alors d'aléa moral *ex-ante*) ou bien, à comportement inchangé vis-à-vis du risque, à augmenter, pour une pathologie donnée, leur consommation de soins (aléa moral *ex-post*). Compte tenu des conséquences non financières engendrées par la maladie qui ne peuvent être compensées par l'assurance, comme la douleur par exemple, l'aléa moral *ex-ante* est considéré comme marginal. En revanche, de par la sensibilité de la demande de soins aux prix, qui modifie les conditions d'arbitrage du consommateur, l'aléa moral *ex-post* et ses enjeux en termes d'efficacité économique sont largement étudiés dans la littérature (Pauly, 1968 ; Newhouse, 1993 ; Chiappori *et al.*, 1998 ; Long *et al.*, 1998 ; Nyman, 1999 ; Zweifel et Manning, 2000 ; Bardey *et al.*, 2002 ; Buchmueller *et al.*, 2004 ; Albouy et Crepon, 2007). Si les travaux actuels discutent principalement les effets de l'assurance au regard d'une amélioration de l'accès aux soins permettant une solvabilisation de la demande (Nyman, 1999), les travaux de Pauly (1968) rappellent toutefois que la hausse des dépenses peut s'expliquer par des comportements purement opportunistes ayant pour conséquence une mauvaise allocation des ressources au détriment des biens et services non-médicaux. Pour pallier cette distorsion de l'équilibre, la théorie économique suggère l'introduction d'une participation monétaire des assurés, sous forme de franchises ou de copaiements par exemple. Une littérature plus récente s'intéresse également, à travers l'augmentation de la demande, aux effets que l'assurance induit sur le prix des soins fixés par les médecins (Jelovac, 2015 ; Dormont et Péron, 2016).

L'anti-sélection provient du fait que l'assureur ne connaît pas, *a priori*, le risque santé des individus. Il ne peut donc pas proposer une prime actuarielle adaptée au risque santé de chacun d'entre eux. Or, proposer une prime uniforme sur un marché concurrentiel le conduirait, à perte, à attirer uniquement les individus les plus risqués, la prime étant alors trop élevée pour les individus les moins risqués au regard de leurs besoins de soins. Rothschild et Stiglitz (1976) montrent alors qu'un équilibre de marché est possible dès lors que la proportion d'individus risqués dépasse un certain seuil : il consiste en l'existence d'une offre de contrats séparateurs proposant, d'une part, un contrat de pleine assurance avec une prime relativement élevée (permettant de sélectionner les hauts risques) et, d'autre part, un contrat partiel d'assurance avec une prime plus faible (permettant d'attirer les bas risques). Cette incitation pour les individus à s'auto-sélectionner permet aux assureurs de pallier le problème d'asymétrie d'information. Cet équilibre séparateur pose toutefois des questions importantes d'accès à l'assurance. En effet, même si les individus les plus risqués sont ceux qui ont la

propension à payer pour l'assurance la plus élevée, ils peuvent ne pas être en capacité de payer la prime associée à leur contrat. Cette question est d'autant plus sensible que le gradient social identifié dans la littérature atteste que les individus les plus malades sont également les plus précaires (Lang *et al.*, 2009 ; Cambois et Jusot, 2007 ; Goldberg *et al.*, 2002). Par ailleurs, parce que lorsque la maladie est avérée, les dépenses de santé associées deviennent, par définition, non assurables, certains individus pourraient se voir exclus d'une assurance.

Pour limiter les effets induits d'une telle sélection des risques et permettre à tous d'accéder aux soins en cas de maladie, le financement des soins est donc, dans la plupart des pays de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE), majoritairement organisé autour d'un système public obligatoire¹, fourni par un système de santé national financé par l'impôt dans les pays historiquement Beveridgien (comme en Grande-Bretagne, en Norvège ou en Espagne) ou par un système d'assurance sociale dans les pays historiquement Bismarckien (comme en Allemagne, en Autriche ou en France). Toutefois, du fait notamment des contraintes budgétaires publiques et du poids croissant des dépenses de santé dans le produit intérieur brut (PIB) (9 % du PIB en moyenne en 2016 dans les pays de l'OCDE), l'assurance maladie publique est toujours partielle, couvrant soit un panier limité de soins, soit une population particulière ou bien encore en laissant à la charge des assurés des copaiements sur l'ensemble des soins (OCDE, 2017). Une assurance privée existe alors dans la plupart des pays. Elle permet aux individus qui le souhaitent de bénéficier d'une couverture plus étendue que l'assurance publique seule, leur offrant ainsi la possibilité de choisir leur niveau optimal de couverture au regard de leurs préférences (Nyman, 1999 ; Newhouse, 1978 ; Arrow, 1963). Elle peut toutefois conduire, compte tenu du contexte concurrentiel du marché de l'assurance et de la sélection des risques pratiquée par les assureurs, à des inégalités importantes de niveaux de couverture et donc, *in fine*, à des inégalités d'accès aux soins et d'état de santé. Le partage public/privé du financement des soins de santé, qui s'organise différemment dans chaque pays, répond donc à des arbitrages complexes mêlant des principes de solidarité et des réalités économiques de contraintes budgétaires des financements publics.

¹ Environ 70 % des dépenses de santé sont prises en charge par le système public d'assurance dans l'ensemble des pays de l'OCDE, avec une exception notable pour les Etats-Unis où seules 49 % des dépenses sont couvertes (OCDE, 2017).

Cette thèse s'intéresse, en France, à la place de l'assurance maladie privée dans le financement des soins sous l'angle des inégalités sociales de couverture et de la solidarité entre les individus bien portants et les malades. Elle questionne en particulier le rôle joué par l'assurance privée sur l'accès aux soins, la mutualisation des dépenses de santé et le bien-être de la population. Dans la suite de cette introduction générale, nous présentons dans une première partie les caractéristiques du système mixte d'assurance en France ainsi que les inégalités de couverture qui en découlent. Une deuxième partie s'intéresse à la régulation du marché de l'assurance privée et à ses enjeux. Une troisième partie présente les objectifs, les sources de données utilisées et les principaux résultats de cette thèse.

LE SYSTEME MIXTE D'ASSURANCE EN FRANCE

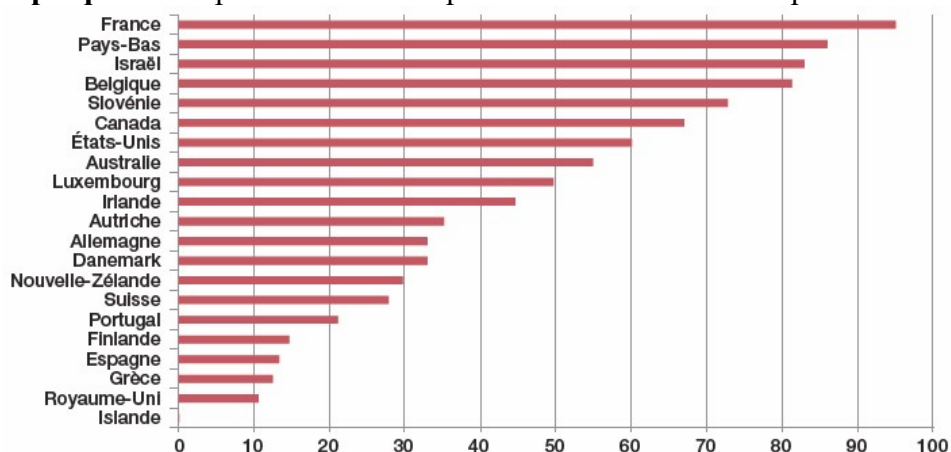
Une organisation spécifique et une place particulière accordée à l'assurance privée

En France, l'assurance maladie privée est une assurance complémentaire² : le financement des dépenses de santé, qui représentent 11 % du PIB en 2016, est organisé par un système mixte d'assurance maladie dans lequel les assurances publique et privée remboursent successivement, pour les mêmes soins, une partie des dépenses de santé. Si ce modèle d'organisation se retrouve, en partie au moins, dans d'autres pays (en Belgique, en Slovénie, en Corée, au Luxembourg et au Danemark), la France se démarque par le fait que les assurances publique et privée interviennent conjointement sur la quasi-totalité des postes de soins. Le rôle joué par l'assurance maladie privée dans le financement des soins est d'autant plus important et spécifique qu'il n'existe pas, contrairement à la majorité des pays de l'OCDE (comme en Suisse, en Allemagne, aux Pays-Bas, en Suède, en Belgique, etc.), de niveau de dépenses au-delà duquel l'assurance publique prend en charge la totalité des dépenses de santé des patients.

² L'assurance maladie privée prend différentes formes d'organisation selon le rôle et la place de l'assurance publique. Elle est dite supplémentaire quand elle finance un panier de soins non pris en charge par l'assurance publique ou complémentaire lorsqu'elle intervient sur le même panier de soins que l'assurance publique. Elle est duplicative lorsqu'elle permet d'accéder à des professionnels de santé privés pour réduire les délais d'attente et faire face à un choix plus étendu de prestataires que sur le marché public. L'assurance privée peut aussi être une assurance primaire lorsqu'elle concerne des populations non couvertes par une assurance maladie publique.

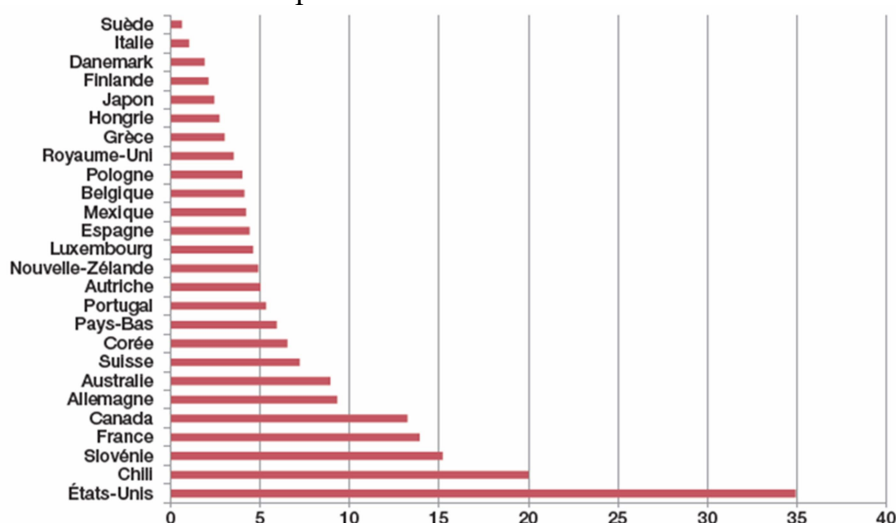
Cette place particulière de l'assurance maladie privée se traduit par une étendue élevée de la couverture par une complémentaire santé dans l'ensemble de la population associée à un financement important des dépenses de santé, qui ne se retrouvent dans quasiment aucun pays de l'OCDE (Graphiques 1 et 2 ; Paris et Polton, 2016). Ainsi, en 2014, 96 % de la population française bénéficiait d'une complémentaire santé (Célant et Rochereau, 2017) qui finançait 13 % des dépenses de santé en moyenne (OCDE, 2016), soit plus du double du financement des dépenses de santé par l'assurance privée dans les pays de l'OCDE, et alors même que l'assurance maladie publique intervient à hauteur de 77 % (*versus* 72 % en moyenne).

Graphique 1 – Population couverte par une assurance maladie privée en 2013



Sources : Graphique issu de l'article « L'articulation entre assurance maladie obligatoire et complémentaire, une spécificité française ? », Paris et Polton (2016), données de l'OCDE sur la santé

Graphique 2 – Part de l'assurance maladie privée dans le financement de la dépense de santé courante en 2013



Sources : Graphique issu de l'article « L'articulation entre assurance maladie obligatoire et complémentaire, une spécificité française ? », Paris et Polton (2016), données de l'OCDE sur la santé

Les dépenses de santé financées directement par les ménages sont ainsi, en proportion de la dépense, parmi les plus faibles des pays de l'OCDE (8 % *versus* 20 % en moyenne). Pourtant, un tel modèle de co-financement des soins ne permet pas d'être protégé totalement du risque de faire face à des dépenses de santé catastrophiques. Il engendre par ailleurs un certain nombre d'inefficacités et d'inégalités. En termes d'efficacité, la multiplicité des payeurs pour un même panier de soins ne permet pas une utilisation optimale de la dépense : les frais de gestion sont multipliés³, les niveaux de garanties de certains contrats de complémentaire santé peuvent être inflationnistes et le remboursement, par ces contrats, d'une partie de la dépense laissée à la charge des patients par l'assurance publique, pour limiter les effets d'aléa moral, annule les incitations initialement recherchées (Askenazy *et al.*, 2013 ; Dormont *et al.*, 2014 ; Geoffard, 2016). En termes d'inégalités ensuite, ce modèle rend essentielle la souscription d'un contrat de complémentaire santé dans l'accès aux soins (Desprès *et al.*, 2011 ; Buchmueller *et al.*, 2004 ; Buchmueller et Couffinhal, 2004 ; Grignon *et al.*, 2008 ; Dourgnon *et al.*, 2012), alors même que le revenu est l'élément le plus déterminant du niveau de couverture (Perronnin, 2018 ; Barlet *et al.*, 2016 ; Jusot *et al.*, 2012). Nous présentons plus loin dans l'introduction l'ampleur et la formation de ces inégalités, après avoir décrit les modes d'organisation et de fonctionnement de chacune des assurances maladie publique et privée.

L'assurance maladie publique

En France, l'assurance maladie publique est obligatoire et universelle. Son fonctionnement repose, depuis sa création en 1945, sur deux principes fondateurs du système de protection sociale : un accès aux soins dépendant des besoins et non des revenus (principe d'équité horizontale) et une solidarité entre classes de revenus pour le financement du système (principe d'équité verticale).

³ Ils représentaient, en 2016, plus de 7 milliards d'euros.

Le principe d'équité horizontale se traduit dans le système français par une adhésion obligatoire et universelle⁴, permettant une solidarité importante entre les individus bien portants et les malades, ces derniers recevant des compensations selon leurs besoins, et non selon leur contribution financière au système. Cette solidarité se traduit également par l'existence de remboursements plus élevés sur les postes de soins les plus liés à la maladie, comme c'est le cas pour l'hospitalisation par exemple (91 % *versus* 65 % pour les soins de ville en 2016). Elle est encore renforcée par le système dit des Affections longue durée (ALD) qui permet aux individus qui souffrent d'une maladie chronique classée dans la liste des ALD, et qui représentent aujourd'hui 16,9 % des assurés, d'être exonérés, pour les soins associés à leur(s) ALD, des copaiements calculés sur la base des tarifs opposables⁵, plus communément appelés tickets modérateurs. Le principe d'équité verticale se traduit quant à lui par des contributions au financement de l'assurance maladie publique plus que proportionnelles au revenu des individus⁶, avec, du fait du caractère progressif de ce financement, une contribution plus importante pour les plus aisés que pour les plus pauvres (Jusot *et al.*, 2017).

Les dépenses de santé laissées à la charge des assurés par l'assurance maladie publique se composent aujourd'hui de tickets modérateurs, de franchises, de participations forfaitaires, de dépassements d'honoraires, et, pour l'hôpital, d'un forfait hospitalier⁷. Notons toutefois que si la participation moyenne de l'assurance publique au financement des dépenses de santé est relativement stable (77 % environ depuis les quinze dernières années), l'introduction, dès 2005, des franchises et des participations forfaitaires ainsi que les déremboursements de certains médicaments ont en réalité conduit à un léger désengagement de l'assurance maladie

⁴ L'assurance maladie publique est devenue universelle, en 2000, suite à la mise en place de la Couverture maladie universelle (CMU) de base « qui visait à ouvrir des droits à l'assurance maladie aux personnes résidant en France de façon stable et régulière, et qui ne relevaient d'aucune couverture maladie obligatoire » (Site de l'assurance maladie, Ameli).

⁵ Les tarifs opposables correspondent aux tarifs négociés par l'assurance maladie publique à partir desquels les remboursements sont calculés. Les montants qui s'échelonnent au-delà de ces tarifs correspondent aux dépassements d'honoraires.

⁶ Les assurés contribuent au financement de la Sécurité sociale par les cotisations sociales (prélevées sur les revenus d'activité) ainsi que par la Contribution sociale généralisée (CSG) (prélevée sur les revenus d'activité, de remplacement et de patrimoine).

⁷ Les franchises ont été introduites en 2005 sur les médicaments, les consultations de médecins et de paramédicaux ainsi que sur les transports. Elles ne sont pas remboursables par les contrats de complémentaire santé. En revanche, les tickets modérateurs, qui ont été introduits dès la mise en place du système d'assurance dans le but affiché de responsabiliser les patients face à leurs dépenses de santé, sont, malgré cet objectif, remboursés par les contrats de complémentaire.

publique qui, au niveau macro-économique, a été contrebalancé, essentiellement, par une hausse du nombre des personnes en ALD (10,4 millions en 2016 contre 8 millions en 2005).

L'assurance maladie privée

Dès la création du système de protection sociale en 1945, l'existence des tickets modérateurs (établis pour chaque poste de soins à 20 % des tarifs opposables) remboursables par les contrats de complémentaire santé garantit à l'assurance maladie complémentaire, et notamment aux mutuelles, de conserver un rôle dans le financement des soins (Franc, 2017). Ce rôle s'est peu à peu étendu de sorte que si, en 1960, 30 % de la population bénéficiait d'une complémentaire santé, ce taux s'élève à 80 % en 1988 et à 96 % en 2014.

Les contrats d'assurance complémentaire peuvent être souscrits individuellement ou, pour les salariés du secteur privé et leurs ayants droit, par le biais d'un employeur. Contrairement à l'assurance publique, les niveaux de remboursements ne dépendent pas directement des besoins de soins des individus mais de la qualité du contrat souscrit. La solidarité entre les individus bien portants et les malades se fait donc au sein d'un même contrat de couverture. De même, le mode de financement de l'assurance maladie privée ne dépend pas de la capacité contributive des ménages : les primes d'assurance dépendent essentiellement de l'âge des assurés (pour les contrats souscrits de façon individuelle) ou du pool d'assurés (pour les contrats d'entreprise).

Un certain nombre d'éléments diffèrent toutefois selon que les contrats sont souscrits individuellement ou par le biais d'un employeur. Sur le marché individuel – qui concerne les étudiants, les fonctionnaires, les indépendants, les chômeurs, les personnes en situation d'invalidité et les retraités – chacun est libre de souscrire ou non un contrat et de choisir son propre niveau de couverture. Faisant face au problème d'anti-sélection, les assureurs offrent des contrats avec des niveaux de garanties différents et la prime d'assurance est, pour un même niveau de contrat, ajustée à l'âge de chaque assuré. Sur le marché collectif – qui concerne les salariés du secteur privé et, dans la plupart des cas, leurs ayants droit – la

souscription des assurés est, sauf exemptions clairement définies⁸, obligatoire. Les primes, qui sont ajustées à l'âge du pool d'assurés, sont uniformes pour les assurés d'un même contrat. Du fait du pouvoir de négociation des employeurs et d'une forte concentration d'individus ayant de bons risques santé⁹, le marché collectif est par ailleurs beaucoup plus concurrentiel que celui de l'individuel. A niveau de couverture équivalent, les primes des contrats sont donc, même avant la participation de l'employeur au financement de la prime, plus souvent avantageuses que sur le marché individuel.

Un système d'assurance développé mais source d'inégalités

Malgré un financement élevé en moyenne des dépenses de santé par l'assurance publique (77 % en 2016) et des montants de restes à charge des ménages parmi les plus faibles des pays de l'OCDE (8 %), les caractéristiques du système mixte d'assurance français induisent des inégalités importantes de couverture, tant pour les plus malades que pour les plus pauvres.

Concernant le régime public tout d'abord, le taux de remboursement dépend du type de soins (notamment ville/hôpital) et du statut des individus face à la maladie (avec ou sans ALD). Bien que ces dispositifs reflètent la volonté de mieux prendre en charge les individus les plus malades, ils ne permettent pas de couvrir l'ensemble des risques financiers associés à la maladie qui peuvent s'avérer très élevés dans le budget des ménages. Ainsi par exemple, en 2012, les dépenses de santé restant à la charge des assurés après l'intervention de l'assurance maladie publique s'élevaient en moyenne à 4 971 € pour 1 % des assurés (Cour des comptes 2016, Hcaam, 2012 ; Dormont *et al.*, 2014). En effet, la multiplicité des tickets modérateurs, des participations forfaitaires, des dépassements d'honoraires et enfin la présence du forfait hospitalier peuvent représenter une lourde charge financière pour les individus qui font face à

⁸ Les exemptions doivent avoir été précisées dans le contrat d'entreprise lors de sa mise en place. Elles peuvent concerner les salariés en contrat à durée déterminée de moins d'un an, les salariés déjà couverts par le contrat d'entreprise d'un membre de leur ménage, les bénéficiaires de la Couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) et de l'Aide au paiement d'une complémentaire santé (ACS), les salariés pour qui la participation financière au contrat d'entreprise représente 10 % de leur salaire ainsi que les salariés pour lesquels la mise en place du contrat résulte d'une décision unilatérale de l'employeur et financée à 100 % par celui-ci.

⁹ Les salariés du secteur privé ont en moyenne un risque santé plus faible que celui des personnes couvertes sur le marché de l'individuel (qui concentre les étudiants, les fonctionnaires et les auto-entrepreneurs mais aussi les chômeurs, les inactifs et les retraités).

la maladie, et ce, qu'ils bénéficient ou non du régime des ALD (Geoffard et Lagasnerie, 2012 ; Franc et Pierre, 2016). Les individus qui souffrent d'une pathologie chronique non référencée en ALD bénéficient par ailleurs d'une prise en charge qui peut paraître insuffisante au regard de leurs besoins de soins (50,4 % en moyenne de leurs dépenses ambulatoires en 2014 ; Pollak, 2017).

A ces limites s'ajoutent des inégalités sociales importantes de couverture par une complémentaire santé, de nature à renforcer le gradient social. En effet, les différences de niveaux de couverture sur le marché de l'assurance privée sont principalement expliquées par le niveau de revenu des individus (Jusot *et al.*, 2011 ; Célant et Rochereau, 2017). Le taux de personnes sans couverture s'élève ainsi à 16 % pour les chômeurs et à 12 % pour les individus du premier quintile de revenu, et ce, malgré l'existence de dispositifs spécifiques dédiés aux plus précaires (Perronnin, 2018). Par ailleurs, pour les personnes couvertes les plus pauvres, la prime d'assurance peut représenter jusqu'à 10 % du revenu des ménages (Kambia-Chopin *et al.*, 2008 ; Jusot *et al.*, 2011). En effet, la tarification des contrats individuels, qui dépend de l'âge des assurés et du niveau de garanties des contrats rend difficile, pour les plus malades et les plus précaires, l'accès à une complémentaire santé ayant des niveaux de garanties adaptés à leurs besoins de soins. La segmentation du marché de l'assurance privée selon que les contrats sont souscrits à titre individuel ou par le biais d'un employeur contribue également à ces inégalités. En effet, au-delà de l'avantage de tarification qui est offert aux assurés des contrats collectif (du fait de la participation des employeurs à la prime des contrats et à la concentration de bons risques santé), les niveaux de garanties des contrats de groupe sont en moyenne, avant la généralisation de la complémentaire santé d'entreprise en tout cas, plus élevés que ceux proposés sur le marché individuel (Barlet *et al.*, 2016). Or, les individus les plus précaires et les plus malades, qui sont souvent en dehors du marché de l'emploi, n'ont pas accès à ces contrats.

LA REGULATION DU MARCHE DE LA COMPLEMENTAIRE SANTE

Malgré une concentration de plus en plus importante induite par la réglementation européenne, le marché concurrentiel de la complémentaire santé se caractérise par un nombre important d'organismes (Lafon et Montaut, 2017)¹⁰. La multitude des contrats offerts – qui rend toutefois l'offre peu lisible pour les assurés – permet aux assureurs de favoriser la sélection des risques. Pour limiter les effets d'une telle sélection sur l'accès à l'assurance des populations les plus à risque et les plus précaires, le marché de la complémentaire santé est donc fortement régulé (Fromenteau *et al.*, 2011). Cette régulation est d'autant plus forte qu'elle répond aujourd'hui à des objectifs bien plus généraux, comme la limitation de la hausse des dépenses de santé et la volonté de garantir un niveau de couverture élevé dans l'ensemble de la population.

Limiter la sélection des risques

Dès 1989, les pouvoirs publics introduisent, à travers la loi Evin, l'obligation d'une garantie viagère pour les assurés et l'interdiction d'augmenter la prime d'un assuré particulier, lors d'un renouvellement d'un contrat par exemple, au-delà de celle appliquée au pool d'assurés du même contrat. Cette loi vise également à protéger les jeunes retraités anciennement couverts par un contrat collectif, lors de leur passage à la retraite, en encadrant la hausse de prime à laquelle ils font face lorsqu'ils basculent sur le marché individuel. En 2002, les pouvoirs publics introduisent une incitation forte à ne pas pratiquer une sélection des risques ajustée sur l'état de santé des assurés en proposant une taxation réduite aux contrats dits *solidaires* qui interdisent les questionnaires santé au moment de l'adhésion d'un assuré¹¹.

¹⁰ Les 550 organismes de complémentaire santé sont rassemblés autour de 3 grands types d'assureurs, les mutuelles, les sociétés d'assurance et les institutions de prévoyance, qui diffèrent sensiblement dans leur mode de gestion, leur portefeuille et leur mode de tarification au risque (Franc et Pierre, 2015 ; Barlet *et al.*, 2016).

¹¹ La Taxe de solidarité additionnelle (TSA) à laquelle les contrats solidaires sont soumis est aujourd'hui de 13 % *versus* 20 % pour les contrats qui proposent un questionnaire santé à leurs assurés. Cette taxe est utilisée en partie pour le financement de la CMU-C et de l'ACS. L'autre partie est versée à l'assurance maladie publique.

Limiter la hausse des dépenses de santé

Limiter la hausse des dépenses est aujourd'hui un objectif incontournable de la politique de santé. La régulation du marché de la complémentaire santé n'y échappe pas. Pour continuer de bénéficier de la taxation réduite appliquée initialement aux contrats *solidaires*, les contrats dits *solidaires et responsables* doivent, entre autres, dès 2005, inciter les patients à respecter le parcours de soins. De nouvelles contraintes ont été introduites, en 2016, pour limiter les écarts de niveaux de couverture entre les contrats individuels et les contrats collectifs et tenter de réduire les effets de ces derniers sur les prix des soins. Les contrats *solidaires et responsables* doivent alors respecter des plafonds de remboursements sur les dispositifs d'optique ainsi que sur les consultations de médecins avec dépassements d'honoraires. Ces plafonds ont pour objectif de tenter de limiter le poids des dépassements d'honoraires dans un contexte d'exercice libéral de la médecine où l'offre de soins est difficilement régulable. Des remboursements planchers ont également été introduits pour réduire le risque financier en cas de maladie : l'ensemble des tickets modérateurs (y compris le forfait hospitalier sans limitation de durée) doivent désormais être couverts par ces contrats. Les contrats *solidaires et responsables* représentent aujourd'hui la quasi-totalité des contrats de complémentaire santé qui couvrent la population assurée.

Garantir une couverture élevée dans l'ensemble de la population

Depuis plusieurs années, les pouvoirs publics ont cherché à étendre la couverture par une complémentaire santé auprès des populations les plus précaires avant tout mais également dans l'ensemble de la population. Cette volonté atteste d'une certaine reconnaissance institutionnelle du rôle de l'assurance complémentaire dans l'accès aux soins. Elle reflète les choix d'arbitrage qui ont été faits par les décideurs publics pour tenter de réduire les barrières financières d'accès aux soins en limitant les dépenses publiques mais, surtout, en conservant l'organisation actuelle du système d'assurance, notamment en ce qui concerne le régime public (Geoffard, 2016).

Deux dispositifs spécifiques ont ainsi été introduits respectivement en 2000 et en 2005 pour les populations les plus pauvres. Le premier, la Couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C), permet aux personnes dont le revenu mensuel par unité de

consommation (UC) est inférieur, en 2016, à 734 € pour une personne seule (soit 20 % en dessous du seuil de pauvreté¹²) de bénéficiaire, à titre gratuit, d'un contrat leur permettant d'être exonérés des tickets modérateurs et de ne pas se voir appliquer des dépassements d'honoraires par les médecins. Le second, l'Aide au paiement d'une complémentaire santé (ACS), propose aux personnes non éligibles à la CMU-C et dont le revenu mensuel par UC est inférieur, en 2016, à 991 € pour une personne seule (soit quasiment le seuil de pauvreté), de bénéficier d'un voucher leur permettant de réduire d'autant le coût de la prime d'un contrat de complémentaire santé. Ils sont également, depuis 2013, exemptés des dépassements d'honoraires pour leurs consultations de médecins. Les bénéficiaires de la CMU-C et de l'ACS représentaient respectivement, en 2016, 8 % et 1,9 % de la population française¹³.

Les premiers dispositifs attestant de la volonté d'élargir le rôle de la complémentaire santé sont toutefois bien antérieurs : dès 1979, les décideurs publics cherchent à étendre les contrats d'entreprise en introduisant des exonérations de charges sociales et fiscales. Ces exonérations de charges fiscales sont ensuite généralisées aux travailleurs indépendants en 1994 par la loi Madelin. Plus récemment, l'Accord national interprofessionnel (Ani) de 2013, a rendu obligatoire la couverture par une complémentaire santé financée en partie par les employeurs à l'ensemble des salariés du secteur privé à compter du 1^{er} janvier 2016. Cet accord, qui a été négocié par les partenaires sociaux en contrepartie d'une plus grande flexibilité sur le marché du travail, a été soutenu par le gouvernement qui avait annoncé, dans la stratégie nationale de santé, le souhait de généraliser l'accès à une complémentaire santé de qualité à l'ensemble de la population, en parallèle de la réduction des inégalités sociales de santé (Touraine, 2014).

¹² Il s'agit ici du seuil de pauvreté correspondant à 60 % du revenu médian, soit 1 015 € en 2015 (Insee).

¹³ Ces taux ne représentent toutefois pas l'ensemble des personnes éligibles à ces dispositifs, puisque la proportion de personnes ne faisant pas valoir leur droit atteint 30 % pour la CMU-C et plus de 60 % pour l'ACS (Fonds CMU, 2010 ; Fonds CMU, 2014 ; Guthmuller *et al.*, 2014).

Les effets pervers de cette régulation

Si réguler le marché de la complémentaire santé est indispensable, il n'en demeure pas moins que l'ampleur de cette régulation et la diversité des objectifs fixés induisent des effets pervers sur le fonctionnement du marché, voire même conduisent à des incohérences majeures avec les principes fondateurs du système de protection sociale.

Tout d'abord, rappelons que la sélection des risques pratiquée par les assureurs répond à une logique assurantielle leur permettant de pallier les problèmes d'anti-sélection auxquels ils font face sur un marché concurrentiel. Une réglementation trop contraignante renforce les incitations des assureurs à trouver des solutions leur permettant de sélectionner les risques pouvant conduire à un cercle vicieux qui exacerbe les distorsions de marché sans pour autant permettre aux assurés d'être totalement protégés d'une sélection des risques. Ainsi, même si les contrats de complémentaire santé sont, pour la quasi-totalité des contrats *solidaires et responsables*, il n'en demeure pas moins que l'ajustement des primes à l'âge des assurés permet une certaine sélection des risques qui rend particulièrement coûteux, pour les populations les plus âgées, l'accès à l'assurance (Dormont *et al.*, 2014).

Concernant ensuite les aides publiques, le montant alloué aux contrats d'entreprise à travers les réductions de charges sociales et fiscales est considérable¹⁴, alors même que les individus les plus malades et les plus précaires, qui sont absents du marché du travail, sont amenés à se couvrir sur le marché individuel. Toutefois, au-delà de la question de l'allocation des aides publiques accordées aux contrats de complémentaire santé, c'est la pertinence même de la segmentation des risques qu'elle introduit qui est en cause. En effet, si, à partir de 2016 en tout cas, l'obligation d'assurance par un contrat collectif pour les salariés du secteur privé introduit *de facto*, pour ces assurés, une mutualisation relativement importante (rappelons ici que leur prime n'est pas ajustée, de façon individuelle, à leur âge), elle laisse de côté un certain nombre d'individus, qui sont, pour partie, ceux qui gagneraient le plus à bénéficier d'une telle mutualisation.

¹⁴ Il représente un coût public net de 1 milliard d'euros – qui est calculé comme la différence entre le montant des exonérations de charges sociales et fiscales des contrats collectifs et le montant récupéré de la Taxe de solidarité active (TSA) –. En comparaison, les contrats individuels sont soumis à un prélèvement net de 2 milliards d'euros (Cour des comptes, 2016), le financement de la CMU-C représentant quant à lui un coût de 2,2 milliards d'euros (Igas, 2016).

L'APPORT DES TRAVAUX PRESENTES DANS CETTE THESE

La problématique générale

Cette thèse questionne la place de l'assurance maladie complémentaire dans le financement des dépenses de santé sous l'angle des inégalités sociales de couverture et de la solidarité entre les individus bien portants et les malades. Elle se positionne ainsi au cœur des enjeux actuels concernant les réflexions sur l'organisation globale du système mixte d'assurance. Elle s'intéresse en particulier au rôle joué par l'assurance maladie complémentaire sur l'accès aux soins, la mutualisation des dépenses de santé et le bien-être de la population.

Une première partie (chapitre 1) est consacrée à l'analyse du rôle de l'assurance maladie complémentaire sur l'accès aux soins et les dépenses de santé ambulatoires ainsi qu'à ses effets dynamiques dans le temps. Une deuxième partie (chapitre 2) concerne le rôle joué par l'assurance maladie complémentaire sur la mutualisation des risques entre les bien portants et les malades en comparaison de celle apportée par l'assurance maladie obligatoire. Une troisième partie (chapters 3 et 4) s'intéresse à la régulation de la complémentaire santé et étudie les effets à attendre de la généralisation de la complémentaire santé d'entreprise sur les inégalités sociales de couverture et le bien-être de l'ensemble de la population.

Les données mobilisées

Deux sources de données sont exploitées dans cette thèse. La première concerne les données administratives de consommations de soins d'un organisme de complémentaire santé (la Mutuelle générale de l'équipement et des territoires – MGET) qui gère conjointement les régimes d'assurance maladie obligatoire et complémentaire. La seconde est l'Enquête santé et protection sociale (ESPS), qui recueille des informations sur l'état de santé, la situation socio-économique et la couverture par une complémentaire santé de la population française.

Les données de la MGET concernent des assurés fonctionnaires et leurs ayants droit, enfants et conjoints. Les données dont nous disposons sont relativement anciennes (de 2001 à 2005) mais présentent l'avantage de pouvoir étudier, en global et par postes de soins, les dépenses de santé ambulatoires consommées par les assurés et, surtout, les restes à charge auxquels ils font face après les interventions respectives des assurances maladie publique et privée. Les

données micro-économiques des complémentaires santé ne sont effectivement pas renseignées en population générale. Ces données permettent également d'observer la dynamique des dépenses de santé suite à l'introduction par l'organisme, en 2003, d'une surcomplémentaire santé. Notre panel concerne environ 150 000 assurés bénéficiaires du contrat de complémentaire santé de base et ayant ou non choisi de souscrire à la surcomplémentaire. En *sus* des consommations de soins et de l'âge des individus, nous disposons d'un proxy du revenu du fonctionnaire, qui est une information rare dans les bases de données médico-administratives.

L'Enquête santé et protection sociale est une enquête réalisée en population générale par l'Institut de recherche et documentation en économie de la santé (Irdes). Cette enquête recueille des informations sur la santé des individus (santé perçue, maladies chroniques, affections longue durée, etc.), leur situation socio-économique (revenu du ménage, statut sur le marché de l'emploi, etc.) et leur couverture par une complémentaire santé (être ou non couvert, type de contrat – individuel ou collectif – opinions sur le niveau de couverture). Une question permet en plus d'approcher les préférences des individus à l'égard du risque. Les données que nous mobilisons concernent l'année 2012. Le chapitre de thèse qui étudie la non couverture par une complémentaire santé exploite les données de l'ensemble des individus enquêtés en 2012, soit près de 22 000 personnes. Le chapitre relatif au bien-être de la population, pour lequel nous avons besoin de connaître les dépenses de santé des individus, se concentre sur les données d'enquête appariées aux données de consommations de soins de l'assurance maladie publique (Système national informatique inter régime d'assurance maladie, Sniiram), soit environ 6 000 assurés.

Principaux résultats

Chapitre 1 - Une analyse dynamique du rôle de l'assurance complémentaire sur l'accès aux soins et les dépenses de santé

Ce premier chapitre s'intéresse au rôle joué par l'assurance complémentaire sur les dépenses de santé ambulatoires, avec pour objectif de comprendre la nature et la temporalité de ces effets. Deux éléments peuvent expliquer l'existence d'effets temporels de l'assurance sur l'accès aux soins. Le premier résulte d'une anticipation, par les assurés, du changement de leur niveau de couverture. Il induit une moindre consommation de soins des assurés juste avant l'amélioration du niveau de couverture, soins qui sont alors reportés au moment de l'adhésion afin d'optimiser les consommations de soins durant la période où ils sont les mieux couverts. Le second est induit par l'existence de reports dans le temps de soins jugés trop coûteux sans assurance qui engendre, au moment de l'adhésion, une consommation particulièrement élevée de la dépense de santé.

Dans ce travail, nous étudions l'ensemble de la dynamique des dépenses de santé avant et après l'adhésion à une surcomplémentaire santé. Nous considérons le cas spécifique des assurés de la MGET. Trois dimensions de la consommation de soins ambulatoires sont étudiés : (1) la probabilité de recourir aux soins, (2) le nombre de recours aux soins, (3) le coût moyen de la dépense par recours. Utilisant la richesse de nos données de panel sur une période de cinq ans, nous contrôlons du mieux possible l'endogénéité due à la sélection adverse.

Les résultats révèlent que l'augmentation des dépenses de santé ambulatoires est essentiellement transitoire et principalement induite par des effets de rattrapage liés à des soins reportés de longue date. En effet, les résultats ne permettent pas de mettre en évidence un effet d'anticipation avant la souscription de la surcomplémentaire. Ils confirment en revanche l'importance d'une telle couverture dans l'accès aux soins optiques et dentaires. Enfin, les résultats révèlent le rôle significatif de l'assurance privée dans l'accès aux soins de médecins et aux médicaments des plus modestes. Ils questionnent ainsi en creux les questions d'accès à l'assurance.

Chapitre 2 - Conséquences de l'assurance publique et complémentaire sur la distribution et la concentration des restes à charge : une étude de cas

Ce deuxième chapitre concerne la mutualisation des dépenses de santé apportée successivement par les assurances maladie publique et privée entre les individus bien portants et les malades. Il vise à comprendre le type d'interaction pouvant exister entre ces deux niveaux d'assurance, qui, de par leurs différences de fonctionnement et d'organisation, ne mutualisent pas de la même façon les risques santé des assurés.

A partir des données administratives de la MGET, qui gère simultanément les régimes obligatoire et complémentaire de l'assurance maladie, nous étudions la concentration des dépenses et des restes à charge supportés par les assurés après les interventions des deux niveaux d'assurance. Nous focalisons notre analyse sur une année d'étude où tous les assurés bénéficient du même contrat de complémentaire santé et identifions les besoins de soins par deux indicateurs permettant d'approcher l'état de santé des individus dans des bases de données médico-administratives, à savoir le fait d'être exonéré ou non du ticket modérateur et le niveau initial des dépenses, avant les remboursements des assurances.

Les résultats montrent que, même si les deux niveaux d'assurance permettent successivement une certaine mutualisation, elles ne réduisent pas de la même façon la concentration des restes à charge qui peut exister sur les individus les plus malades. Ainsi, pour les postes de soins le plus souvent associés à la maladie et pour lesquels il existe une certaine liberté tarifaire (consultations, actes médicaux techniques et autres prescriptions), l'effet mutualisant de l'assurance privée apparaît relativement faible en comparaison de celui de l'assurance publique.

Chapitres 3 et 4 – Les effets à attendre de la généralisation de la complémentaire santé d’entreprise sur les inégalités de couverture et sur le bien-être de la population

Les deux derniers chapitres s’intéressent à une mesure phare de la régulation du marché de la complémentaire santé appelée la réforme de l’Ani (Accord national interprofessionnel). Cette réforme oblige les employeurs du secteur privé à proposer et à financer partiellement, à partir du 1^{er} janvier 2016, une complémentaire santé à l’ensemble de leurs salariés. Elle s’accompagne d’une amélioration de la portabilité de cette complémentaire pour les chômeurs jusqu’à douze mois après la rupture du contrat de travail.

Cette réforme a été largement soutenue par les pouvoirs publics qui souhaitent généraliser, à tous, la couverture par une complémentaire santé de qualité. Elle pose toutefois un certain nombre de questions en termes d’efficacité et d’équité. En termes d’équité tout d’abord, le dispositif exclut *de facto* les individus qui ne sont pas en emploi, c’est-à-dire les plus malades, les plus âgés et les plus précaires. En termes d’efficacité, l’obligation d’offre d’assurance s’assortit de l’obligation de souscription par les employés, qui les contraint à ne pas pouvoir choisir leur niveau de couverture optimal au regard de leurs besoins de soins, de leur revenu, et de leurs préférences face au risque notamment. A partir des données de l’Enquête santé et protection sociale de 2012, nous proposons dans ce travail de construire une situation contrefactuelle nous permettant d’étudier les effets à attendre de la réforme de l’Ani sur les inégalités de couverture par une complémentaire santé d’une part (chapitre 3), et sur le bien-être de la population d’autre part (chapitre 4).

Le chapitre 3 révèle que le taux de personnes sans couverture, estimé à 5 % en 2012, passerait à 4 % après la généralisation de la complémentaire santé d’entreprise et à 3,7 % en tenant compte de la portabilité. L’absence de couverture resterait toutefois toujours plus élevée pour les populations les plus fragiles et les plus précaires alors même que le lien avec les préférences vis-à-vis du risque en serait supprimé.

Le chapitre 4, qui mobilise la théorie de l’utilité espérée, montre que la réforme pourrait permettre une augmentation du bien-être collectif quasiment « Pareto-améliorante » si et seulement si les salaires et les primes des contrats individuels restent les mêmes. En effet, lorsque l’on tient compte des conséquences de la réforme sur le marché individuel de l’assurance, son effet est quasi-nul sur le bien-être collectif. Le gain en bien-être des salariés qui bénéficient de la réforme est alors contrebalancé par la perte de bien-être subie par les

personnes qui restent couvertes en individuel ou que la réforme oblige à s'assurer. En considérant en *sus* que les employeurs intègrent le montant de leur subvention à la rémunération de leurs salariés, la réforme réduit fortement le bien-être. La moitié de la population verrait son bien-être se réduire pour seulement 7 % de gagnants.

Main outcomes

Chapter 1 - Complementary health insurance and healthcare consumption: A dynamic approach to moral hazard

This first chapter addresses the role played by complementary health insurance over time in outpatient health expenditure to understand the nature and the dynamic of these effects. Two elements can explain that the effects of health insurance on access to care do not last over time. First, policyholders may reduce their consumption of care ahead of an improvement in coverage and defer it instead until immediately after, to benefit from such change. Second, policyholders may have postponed health consumption deemed to be unaffordable without insurance, which results in a particularly high health expenditure at the time of accession.

We study the overall dynamics effects of health expenditure before and after insurance enrolment. We consider the effects of supplemental health insurance provided by a private insurer when added to compulsory public insurance. Using the original panel data from a French *mutuelle*, we study the influence of insurance on all dimensions of healthcare expenditure, including the following: (1) the probability of using healthcare, (2) the number of conditional uses and (3) the per unit cost of care. We control, to the extent that it is possible, for the endogeneity due to adverse selection using the characteristics of our panel data.

Our study confirms a positive and significant effect of complementary health insurance on healthcare consumption, mainly with respect to the probability of using dental and optical care. More interestingly, our results show that these effects are principally limited in time and that individuals did not postpone healthcare just before enrolment. Finally, we show that the effects of supplemental health insurance are dependant of income. Indeed, such health insurance especially improves access to physicians and drugs for low-income insured, which raises questions about access to private health insurance.

Chapter 2 - Consequences of public and complementary health insurance on the distribution and concentration of out-of-pocket expenditures: a case study

This second chapter addresses the mutualization of health expenditure that is induced, between healthy individuals and sick patients, first by public health insurance, and therefore, by private health insurance. It aims to illustrate the interactions that exist between these two levels of insurance that do not aggregate the health risks of policyholders in the same way because of their differences in operations.

Our work is based on the administrative data from a specific French *mutuelle*, which is in charge of both the public and complementary health insurance schemes. We study the concentration of expenditure as well as of the out-of-pocket expenditure (OOP) that remains after reimbursements from the two levels of insurance. We focus our analysis on a year of study in which all policyholders benefit from the same supplementary health insurance contract. Furthermore, we identify health care needs using two indicators that make it possible to approximate health status in medico-administrative databases, namely: (1) whether or not one is exempted from co-payments; and (2) the initial level of expenditures before insurance reimbursements.

The results show that both public and private health insurance successively induce mutualization of health expenditure between healthy individuals and sick patients. However, the one induced by private health insurance appears relatively weak, compared to that of public insurance, for care with extra-fees often associated with illness (visits, technical medical procedures and other prescriptions).

Chapters 3 and 4 –The likely effects of employer-mandated complementary health insurance on health coverage and on welfare

The two final chapters address a key reform of the regulation of private health insurance called the ANI reform (*Accord national interprofessionnelle*) which mandates that all private sector employers offer partially financed compulsory CHI to all of their employees beginning on January 1st, 2016. This reform also aimed to improve the portability of coverage for the unemployed for up to 12 months after the end of their last job.

This reform has been largely supported by the government, which wanted to generalize quality complementary health insurance coverage to all. However, it raises a number of questions in terms of efficiency and equity. First, in terms of equity, the reform excludes individuals who are not in employment, such as the sickest, the oldest and the poorest. In terms of efficiency, the obligation for employees to take out insurance prevents them from choosing their optimal level of coverage with regards to their healthcare needs, their income, and their risk preferences. Based on the data from the 2012 Health, Health Care and Insurance Survey, we build a counterfactual situation enabling us to study the likely effects of the ANI reform on inequalities in health coverage (chapter 3) and on the well-being of the population (chapter 4).

Chapter 3 shows that the non-coverage rate, estimated to be 5% in 2012, will drop to 4% following the generalization of employer-sponsored CHI and to 3.7% after accounting for portability in coverage. However, the most vulnerable populations are expected to remain more often without CHI, whereas non-coverage will significantly decrease among the less risk-averse and the more present-oriented.

Considering the expected utility theory framework, chapter 4 shows that the ANI reform may induce an increase in social welfare only if wages and CHI's premiums remain the same. Assuming that premiums of individual CHI contracts increase because of the new risk segmentation, the reform may hardly impact social welfare. The gains in welfare that benefit private sector employees are therefore offset by the loss of welfare suffered by the individuals insured by an individual contract or by those who chose to be uninsured before the reform. In addition, considering that employers will include their subsidy amounts in wages, the reform

may greatly reduce social welfare. Half the population would see their well-being reduced, while only 7% would benefit.

CHAPITRE 1

Une analyse dynamique du rôle de l'assurance sur l'accès aux soins et les dépenses de santé

1. Introduction

Selon la théorie économique, une amélioration du niveau des garanties d'assurance conduit à une augmentation de la dépense de santé qui peut refléter des comportements d'aléa moral et/ou une amélioration de l'accès à des soins jugés financièrement inaccessibles sans assurance (Nyman, 1999 ; Pauly, 1968). L'ampleur absolue comme relative de ces effets dépend de la sensibilité de la demande aux prix de ces biens et donc de la nature des biens couverts par l'assurance.

La mesure de l'élasticité-prix de la demande de soins a fait l'objet de nombreux travaux dans la littérature, avec pour principal défi, le contrôle de l'endogénéité induite par le phénomène de sélection adverse issue de la présence d'asymétrie d'information entre les assureurs et les assurés (Arrow, 2001 ; Rothschild et Stiglitz, 1978 ; Zweifel et Manning, 2000 ; Cutler et Zeckhauser, 2000). Dès les années 70, aux Etats-Unis, les travaux d'expérimentation menés par la RAND permettent d'estimer cette élasticité à -0.2 pour l'ensemble des soins ambulatoires et hospitaliers (Newhouse, 1993 ; Newhouse *et al.*, 1982 ; Keeler *et al.*, 1982). En Europe, bien que l'assurance maladie publique soit universelle et obligatoire, une assurance privée – qu'elle soit duplicative (comme en Espagne), supplémentaire (comme aux Pays-Bas) ou complémentaire (comme en France) – existe dans la plupart des pays. Les recherches menées ont principalement étudié le rôle de l'assurance privée sur l'accès aux soins et le montant des dépenses de santé (Bolhaar *et al.*, 2012 ; Schokkaert *et al.*, 2010 ; Albouy et Crepon, 2007 ; Buchmueller *et al.*, 2004 ; Genier, 1998 ; Chiappori *et al.*, 1998 ; Caussat et Glaude, 1993). Ces travaux révèlent que la mesure des effets de l'assurance sur les dépenses de santé dépend largement du type de soins étudié (soins ambulatoires ou hospitaliers), de la nature du recours aux soins sur lequel l'étude se focalise (probabilité de recours, fréquence des recours, montant de la dépense) ou encore du contexte assurantiel de l'étude (étendue des assurances publique et privée et type d'organisation du système mixte d'assurance).

En France, l'assurance maladie privée, communément appelée assurance complémentaire, est très étendue dans la population puisque 96% en bénéficie en 2014 (Célan et Rochereau, 2017). Beaucoup de travaux se sont intéressés au rôle joué par la complémentaire santé sur l'accès aux soins et le montant des dépenses de santé, en étudiant toutefois principalement le fait de bénéficier ou non d'une telle couverture. Selon cette approche, il apparaît que la

couverture par une complémentaire santé semble avoir peu d'influence sur le montant des dépenses hospitalières (Schokkaert *et al.*, 2010 ; Albouy et Crepon, 2007). L'impact positif de l'assurance sur les dépenses de santé (Caussat et Glaude, 1993) s'explique donc plutôt par une augmentation de la consommation de soins ambulatoires (Albouy et Crepon, 2007). Les travaux qui étudient l'effet de l'assurance par type de soins montrent que le fait d'être couvert par une complémentaire santé améliore sensiblement le fait d'initier au moins un recours aux soins de médecins (Buchmueller *et al.*, 2004 ; Genier, 1998). En revanche, à l'exception des individus bénéficiaires de la CMU-C (Guthmuller et Wittwer, 2012), la fréquence des recours semble relativement peu modifiée par le niveau d'assurance (Chiappori *et al.*, 1998).

Ces travaux révèlent l'importance de la couverture par une complémentaire santé sur le recours aux soins en France. Toutefois, à notre connaissance, aucune recherche tenant compte de la dimension dynamique que l'assurance peut induire sur la consommation de soins n'a été menée. Cette approche est pourtant essentielle pour bien appréhender les enjeux assurantiels de moyen et long termes du financement de l'assurance et de l'accès aux soins de la population. Elle est d'ailleurs, aux Etats-Unis, au cœur des réflexions actuelles concernant l'*Affordable Care Act* (ACA) (Owen et Maeng, 2015 ; Hiemenz et Klein, 2017 ; Fertig *et al.*, 2017). Deux situations peuvent expliquer l'existence d'effets temporaire de l'assurance sur la demande soins. En améliorant tout d'abord l'accès à des soins de santé jugés trop coûteux et inaccessibles sans couverture, l'assurance peut induire des effets de rattrapage qui conduisent à une hausse particulièrement élevée mais temporaire de la demande de soins (Newhouse *et al.*, 1982). Elle peut aussi provenir d'une anticipation du changement de couverture pour les individus : qu'il s'agisse d'une amélioration de la couverture ou d'une adhésion/résiliation d'une assurance, ils peuvent être amenés à modifier leur consommation de soins juste avant le changement du niveau d'assurance afin de concentrer leur recours aux soins durant la période où ils sont les mieux couverts (Long *et al.*, 1998).

Bien que les travaux de Long *et al.* (1998) ne mettent pas en évidence l'existence d'effets d'anticipation avant le gain ou la perte d'une assurance, Manning *et al.* (1986) montrent, à partir de l'expérience de la Rand, que la consommation de soins dentaires décroît fortement entre la première année et la deuxième année de couverture, confirmant ainsi l'hypothèse d'un effet de rattrapage. Très récemment, Fertig *et al.* (2017) montrent également que le recours aux soins de médecins et aux urgences des nouveaux assurés du programme d'extension de Medicaid mis en place dans le cadre de l'ACA diminuent significativement dans le temps.

Dans ce travail, nous proposons d'étudier l'évolution dans le temps des effets d'une augmentation du niveau de couverture d'une assurance complémentaire sur les dépenses de santé et l'accès aux soins ambulatoires en France. Nous exploitons les données de panel d'une mutuelle de fonctionnaires sur une période de 5 ans, au cours de laquelle les assurés ont eu la possibilité de souscrire une surcomplémentaire santé. Nous mesurons les effets d'anticipation et de rattrapage de manière à comprendre la nature des effets de l'assurance sur la demande de soins. Cela nous permet notamment d'appréhender l'ampleur de la hausse des dépenses liée à l'amélioration de l'accès à des soins initialement inabordables. Trois dimensions de la dépense de santé sont étudiées : (1) la probabilité de consommer au moins une fois des soins de santé ; (2) le nombre de recours ; (3) la dépense moyenne par recours. La richesse des données de panel nous permet de contrôler au maximum de la sélection adverse.

Les résultats ne permettent pas de mettre en évidence un effet d'anticipation avant la souscription à la surcomplémentaire. Ils révèlent en revanche, dès l'adhésion, un effet positif mais transitoire sur la consommation de soins ambulatoires, avec un effet particulièrement important sur la probabilité de recourir aux soins dentaire ou optique. En étudiant ces effets selon le niveau de revenu, les résultats montrent en sus que le rôle joué par l'assurance est plus élevé et plus persistant dans le temps pour les individus les plus modestes pour qui la surcomplémentaire améliore également l'accès aux soins de médecins et aux médicaments.

Une première partie est consacrée à la présentation des données et au contexte de travail ; une deuxième section concerne le modèle économique et les outils économétriques qui nous permettent de contrôler au mieux de la sélection adverse ; les quatrième et cinquième sections sont consacrées à la présentation et à la discussion des résultats.

2. Données

2.1. Contexte

Ce travail exploite les données administratives d'une mutuelle dédiée aux fonctionnaires de l'Équipement et des Territoires et à leurs ayants-droit (la Mutuelle Générale de l'Équipement et des Territoires, MGET). Jusqu'en juin 2003, la MGET offrait seulement un contrat unique, que nous appelons dans ce travail contrat de base, dont les garanties correspondaient à un contrat d'entrée de gamme sur le marché de la complémentaire santé. En juillet 2003, un contrat de surcomplémentaire a été proposé aux assurés. Comparativement au contrat de base,

ce contrat offrait des remboursements plus avantageux sur les consultations de médecins avec dépassements d'honoraires ainsi que sur les postes de soins optique et dentaire (tableau 1). La souscription à la surcomplémentaire était individuelle. Quel que soit l'âge des souscripteurs, et donc contrairement aux contrats qui ne sont pas issus de la fonction publique, la prime associée s'élevait, tout au long de la période, à 11€ par mois et par individu.

Durant le premier semestre de 2003, une campagne d'information a été lancée auprès des assurés de la mutuelle pour promouvoir le contrat de surcomplémentaire. A partir du 1^{er} juillet 2003, tous les bénéficiaires du contrat de base avaient la possibilité de souscrire le contrat de surcomplémentaire au moment de leur choix.

Tableau 1 : Remboursements des contrats de complémentaire offerts par la MGET

Poste de soins	Assurance Maladie Publique	Complémentaire MGET de base	Surcomplémentaire MGET à partir de Juillet 2003	Remboursement maximal
Médecins	70% TC	+ 30% TC*	+30% TC**	130% TC
Dentaire				
Soins préventifs	70% TC	+ 30% TC	/	100% TC
Prothèses	70% TC	+ 140% TC	+ 105% TC	315% TC
Autre (actes chirurgicaux, radiologies, etc.)	70% TC	+ 30% TC	+ 30% TC	130% TC
Médicaments				
Vignettes blanches	65% TC	+ 35% TC	/	100% TC
Vignettes bleues	35% TC	+ 60% TC	/	95% TC
Optique				
Verres	65% TC	+ 900% TC	+ 92€ or + 31€ (1)	965% TC + 92€
Montures	65% TC	55 €	61 €	65% TC + 116 €
Lentilles de contact	0€ or 65€ TC	115 €	115 €	65% TC + 230 €

TC = Tarif de convention.

*Pour une consultation de médecin, la somme des remboursements de l'assurance publique et de la complémentaire santé de base correspond à 100% du tarif de convention (20€ en 2005 pour un médecin généraliste).

**En cas de dépassements d'honoraires, la surcomplémentaire rembourse en plus jusqu'à 30% du tarif de convention

2.2. Échantillon

L'échantillon d'étude est un panel cylindré qui inclut tous les assurés de la MGET (fonctionnaires et ayants-droit) qui bénéficient du contrat de base de complémentaire santé, soit 154 703 individus répartis sur environ 101 000 contrats.

Nous observons l'ensemble des consommations de soins ambulatoires de la population d'étude entre janvier 2001 et décembre 2005, soit 2 ans ½ avant et 2 ans ½ après la mise en place de la surcomplémentaire santé. Nous disposons de la date de consommation des soins et

du montant total de la dépense décomposée en 5 postes de soins. Le poste soins de médecins concerne l'ensemble des consultations et visites de médecins. Le poste dentaire regroupe les soins conservateurs, les prothèses dentaires et l'orthodontie. Le poste optique concerne les lunettes et les lentilles de contact. Le poste médicaments inclut les médicaments prescrits et présentés aux remboursements de l'assurance maladie. Le poste autre, relativement hétérogène, regroupe les actes de radiologie, les analyses médicales, les actes des auxiliaires médicaux, l'appareillage, les transports, la prévention, etc.

La base de données renseigne également, au 31 décembre 2005, quelques caractéristiques sociodémographiques et économiques : l'âge, le sexe, le statut sur le marché de l'emploi (en activité, étudiant, chômeur, autre inactif), le département de résidence, le statut assurantiel (assuré principal, ayant droit) et enfin, la tranche d'indice de revenu utilisée pour le calcul du revenu des fonctionnaires¹. Bien que cet indice ne reflète pas directement le niveau de vie de l'ensemble du ménage (les données ne permettent de connaître ni la composition du ménage ni les revenus des conjoints), il permet toutefois de s'approcher du niveau de salaire de chaque fonctionnaire, qui est une donnée rare dans les bases de données médico-administratives. Ces caractéristiques étant seulement connues pour l'année 2005, nous supposons qu'elles étaient identiques au 1^{er} janvier 2001 et qu'elles n'ont pas changé au cours de notre période d'observation (à l'exception de l'âge). Cette hypothèse peut paraître forte, notamment en ce qui concerne le revenu. Toutefois, selon l'Insee, l'évolution de salaire des fonctionnaires est quasi nulle entre 2002 et 2006 (+0,9 %, Amar et Gombault, 2009), il est donc peu probable que les fonctionnaires de notre population d'étude aient changé de tranche d'indice de revenu durant notre période d'observation.

A la fin de l'année 2005, 20 % de l'échantillon avait souscrit la surcomplémentaire santé. Parmi eux, 73 %, nommés les « primo-adhérents », l'ont souscrite durant les 6 premiers mois qui ont suivi son lancement (2^e semestre 2003). Les 27 % autres adhérents de la surcomplémentaire, appelés « adhérents tardifs », l'ont souscrite en 2004 (19 %) ou en 2005 (8 %). Aucun souscripteur n'a résilié ce contrat durant notre période d'observation. L'âge moyen des assurés de la MGET est de 50 ans (tableau 2). Il y a une majorité d'hommes (62 %). Pour 58 % des assurés, l'assuré principal a un salaire net mensuel qui se situe entre

¹ « Tout indice brut (indice classement) correspond à un indice majoré (indice traitement) variant de 280 à 821. L'indice majoré, est lui-même fonction de l'échelon détenu par l'agent, multiplié par le point d'indice 100 donne la rémunération de base de l'agent. » Service-public.fr

1 350 € et 1 790 €. Une majorité d'individus sont en activité (40 %) ou à la retraite (31 %). Par rapport aux individus qui ont choisi de ne pas souscrire la surcomplémentaire, les souscripteurs sont en moyenne plus âgés (56 ans versus 48 ans) et plus souvent des femmes (41 % versus 38 %). Ils ne sont en revanche pas plus riches. Leurs dépenses de santé ambulatoires étaient, avant leur adhésion, supérieures à celles des non souscripteurs (1,3 fois plus élevées pour l'ensemble des souscripteurs et 1,4 fois plus élevée pour les primo adhérents, tableau 3).

Schéma 1: Période d'observation et mise en place de la surcomplémentaire

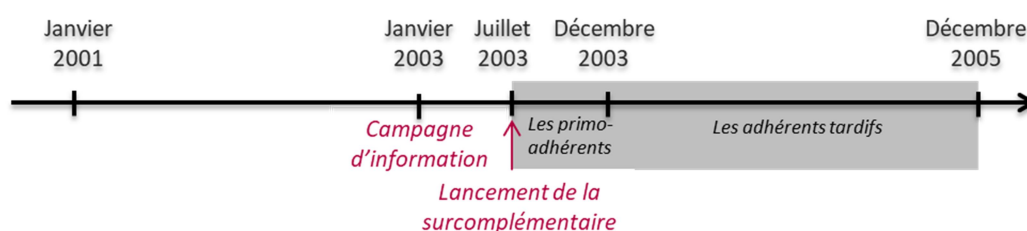


Tableau 2: Caractéristiques sociodémographiques de l'échantillon (en 2005)

	Echantillon Total	Les non souscripteurs	Les souscripteurs	Les primo-adhérents	Les adhérents tardifs
Nombre d'individus	154703	123156	31547	22924	8623
En %	100%	79,6%	20,4%	14,8%	5,6%
Age	49,6	48,1	55,6	58,7	47,2
Sexe					
Hommes	62,4%	62,4%	59,1%	59,3%	58,7%
Femmes	38,2%	37,6%	40,9%	40,7%	41,3%
Indice de revenu					
<= 1350€	6,3%	6,2%	7,0%	6,2%	9,1%
1350€/1790€	58,2%	59,5%	52,9%	52,3%	54,6%
1790€/2240€	20,0%	19,4%	22,4%	23,1%	20,6%
2240€/3110€	10,1%	9,9%	11,2%	11,5%	10,4%
> 3110€	5,1%	4,8%	6,4%	6,9%	5,2%
Situation d'emploi					
En activité	40,0%	39,0%	44,1%	38,6%	58,8%
Retraité	31,3%	29,6%	37,9%	44,5%	20,4%
Etudiant	1,4%	1,5%	0,9%	0,4%	2,1%
Inactifs	27,0%	29,6%	17,0%	16,4%	18,6%
Statut de l'assuré					
Assuré principal	65,3%	62,5%	76,2%	76,6%	75,0%
Conjoint	15,3%	15,2%	15,8%	17,0%	12,5%
Enfant	19,2%	22,1%	8,1%	6,4%	12,5%
Nombre d'assurés principaux	101080	77785	23295	17119	6176
Nombre de bénéficiaires par contrat de base	1,53	1,58	1,35	1,34	1,4

Tableau 3: Dépenses moyennes de santé (par semestre) des bénéficiaires de la surcomplémentaire santé avant et après la souscription

	Ensemble des souscripteurs		Les primo-adhérents		Les adhérents tardifs	
	Avant	Après	Avant	Après	Avant	Après
Soins ambulatoires	666 (1,3)	904 (1,5)	730 (1,4)	970 (1,6)	498 (0,9)	729 (1,2)
Soins de médecins	99 (1,3)	109 (1,3)	106 (1,4)	114 (1,4)	82 (1,1)	97 (1,2)
Dentaire	71 (1,2)	128 (2,1)	76 (1,3)	120 (2,0)	59 (1,0)	147 (2,4)
Médicaments	254 (1,3)	307 (1,3)	284 (1,5)	340 (1,5)	171 (0,9)	220 (0,9)
Optique	41 (1,4)	65 (1,9)	43 (1,5)	65 (1,9)	38 (1,3)	67 (1,9)
Nombre d'individus	31547		22924		8623	

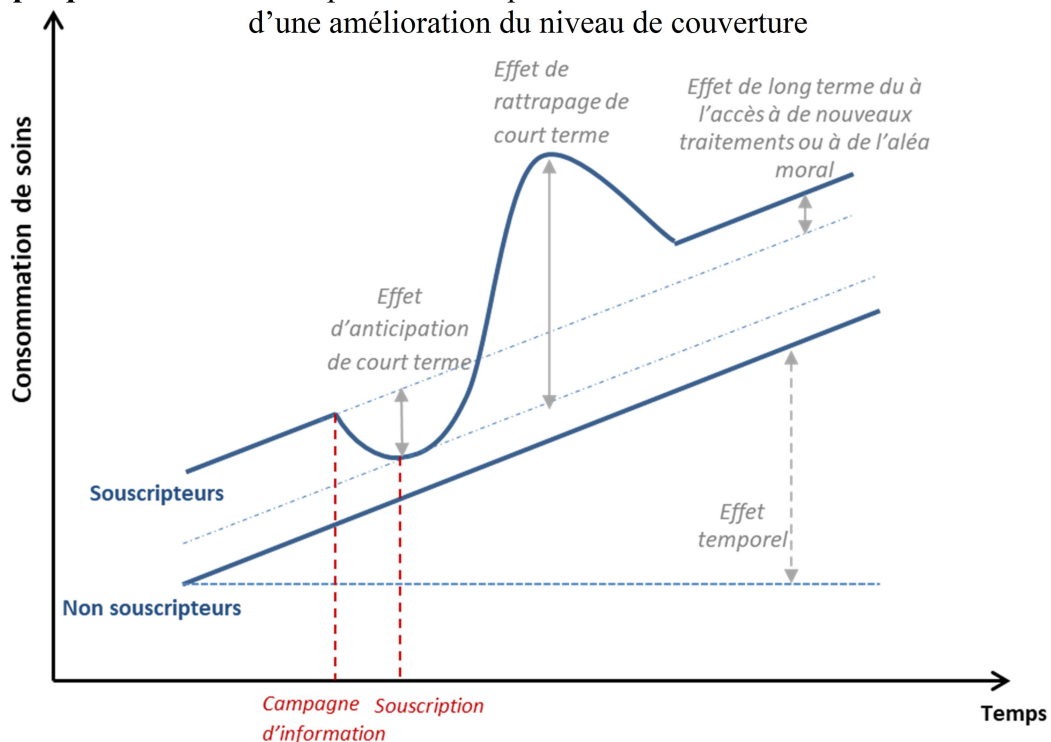
Guide de lecture: Les ratios entre parenthèses correspondent aux différences de consommations de soins entre les souscripteurs et les non souscripteurs. Pour les primo-adhérents, les dépenses de soins ambulatoires s'élèvent à 730€ en moyenne par semestre avant la souscription et à 970€ en moyenne après: elles sont respectivement 1,4 et 1,6 fois plus élevés que les dépenses des individus qui n'ont pas souscrit la surcomplémentaire.

3. Hypothèses et méthode

3.1. Modèle économique

Si la demande de soins de santé est sensible à son prix, la théorie économique prédit qu'une hausse des garanties d'assurance, qui se traduit par une réduction apparente des prix des soins, engendre une augmentation de la demande de soins (correspondant à de l'aléa moral et/ou à de l'amélioration de l'accès à des soins). Cet effet se réalise dès l'amélioration du niveau de la couverture et est supposé durable dans le temps, aussi longtemps que les garanties restent inchangées. Deux phénomènes de rattrapage peuvent amplifier, de façon temporaire, la demande de soins des nouveaux assurés juste après l'amélioration du niveau de couverture. Le premier est dû au fait d'avoir reporté dans le temps des soins jugés trop coûteux : en permettant soudainement de solvabiliser tout ou partie de la demande de soins, l'assurance entraîne une augmentation temporaire de la consommation dont l'ampleur dépend de l'importance des reports. Le deuxième s'explique par d'éventuels effets d'anticipation de la part des assurés qui, ayant connaissance du gain de l'assurance à venir, reportent des soins déjà engagés *à priori* non urgents afin de bénéficier, après l'amélioration de la couverture, de compensations plus élevées. Sous cette dernière hypothèse, on devrait observer une diminution de la consommation de soins juste avant la souscription qui serait reportée juste après le changement de couverture (Graphique 1). Ce phénomène est souvent présenté dans la littérature sous le nom de la « *pent-up demand* » (Long *et al.*, 1998 ; Owen et Maeng, 2015 ; Hiemenz et Klein, 2017 ; Fertig *et al.*, 2017).

Graphique 1: Variation temporelle théorique de la consommation de soins dans le cadre d'une amélioration du niveau de couverture



Dans le contexte de notre étude, les assurés ont été informés de la mise en place de la surcomplémentaire santé durant les 6 mois précédant son lancement. Les éventuels effets associés à l'anticipation d'une hausse des garanties devraient donc être observables durant ce semestre (pour les primo-adhérents au moins). Les effets post adhésion de la surcomplémentaire sur la consommation de soins seront étudiés au regard de l'existence de comportements d'anticipations. Cette approche permettra d'apporter des éléments de discussion sur la nature de ces effets en termes d'aléa moral et ou d'amélioration d'accès aux soins (Graphique 1). Cette discussion sera appuyée par l'analyse, par poste de soins ambulatoires, de l'ensemble des dimensions de la demande de soins (le fait d'initier un recours aux soins, et conditionnellement au recours, le nombre de recours et le coût moyen par recours). Une décomposition des effets de la surcomplémentaire selon le niveau de revenu des assurés permettra également d'apporter des éléments éclairants : en effet, si les assurés les plus pauvres peuvent avoir été plus enclins à reporter des soins dans le temps, il n'y a aucune raison de penser, *à priori*, que les comportements d'aléa moral diffèrent selon le niveau de revenu.

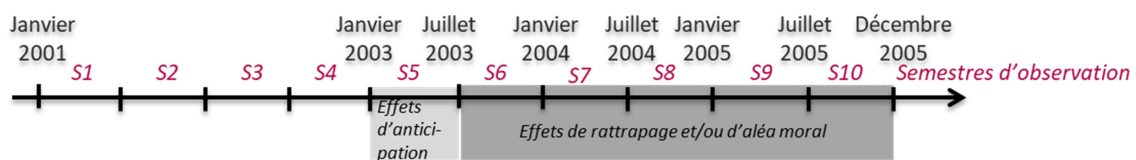
3.2. Prise en compte de l'anti-sélection

Un enjeu important de la mesure de l'impact d'une assurance souscrite de façon volontaire sur les dépenses de santé consiste à contrôler le phénomène d'anti-sélection. Ce phénomène bien connu des économistes résulte du fait que les souscripteurs d'une assurance avaient déjà, avant même d'être couverts, des besoins de soins plus importants et donc des dépenses de santé plus élevées que ceux qui n'y adhèrent pas. Afin de tenir compte autant que possible de ce biais, nous utilisons la richesse de notre base de données pour modéliser la consommation de soins en introduisant les spécifications suivantes :

- de façon usuelle, l'introduction des variables de contrôle individuelles nous permet de contrôler des différences observables entre les souscripteurs et les non souscripteurs.
- les différences inobservables qui sont constantes au cours du temps (comme par exemple l'aversion au risque ou la partie de l'état de santé qui ne varie pas au cours de la période d'observation) sont contrôlées par une indicatrice relative au fait d'avoir souscrit ou non la surcomplémentaire.
- pour tenir compte du fait que la tendance d'évolution des dépenses de santé puisse être différente entre les souscripteurs et les non souscripteurs (il est possible par exemple que l'état de santé des souscripteurs se dégrade en moyenne plus vite que celui des non souscripteurs), les effets de l'assurance sont mesurés en étudiant la dynamique des dépenses de santé des souscripteurs. L'effet d'anticipation est étudié en analysant l'évolution de la dépense entre le semestre qui précède la campagne d'information et celui de la campagne (schéma 2). L'effet immédiat de la surcomplémentaire est étudié en analysant si les dépenses se sont accélérées au semestre de souscription comparativement aux semestres précédant. L'effet de rattrapage est étudié en observant la dynamique des dépenses de santé sur chacun des semestres qui suit l'adhésion à la surcomplémentaire.
- nous considérons enfin le fait que des chocs inobservables (comme un choc d'état de santé par exemple) aient pu affecter différemment les souscripteurs et les non au cours de notre période d'observation. Pour cette raison, nous choisissons de distinguer les effets de l'assurance selon le fait d'être primo-adhérent ou adhérent tardif et de concentrer principalement nos analyses sur le premier groupe, c'est-à-dire ceux qui ont souscrit la surcomplémentaire au 2nd semestre 2003. Nous supposons en effet que ces individus avaient déjà, avant la souscription, des besoins de soins qui justifiaient une adhésion immédiate au

moment du lancement de la campagne d'information et de la mise en place de la surcomplémentaire. Sous cette hypothèse, nous pouvons alors, grâce aux spécifications précédentes, analyser l'ensemble des effets temporels de la surcomplémentaire en contrôlant au mieux de l'anti-sélection. Pour les adhérents tardifs en revanche (entre 2004 et 2005), il est probable que l'adhésion soit la conséquence de chocs d'état de santé survenue entre la mise en place de la surcomplémentaire et le moment où ils y adhèrent. Pour ces individus, nous ne pouvons ni connaître le moment où ils ont pu anticiper un changement de couverture ni contrôler le choc auquel ils font face. Seuls les résultats des primo-adhérents sont présentés dans la suite de ce travail. Les effets mesurés sur les adhérents tardifs sont présentés en annexe et brièvement discutés dans la dernière section.

Schéma 2 : Semestres d'observation des effets temporels de la surcomplémentaire



3.3. Notations et estimations économétriques

Afin de comprendre la façon dont l'assurance modifie la consommation de soins, nous étudions les 3 dimensions de la dépense de santé :

- (1) La probabilité de consommer au moins une fois des soins : $P(recours_{is} = 1)$
- (2) Le nombre moyen de recours² : $E(nb_recours_{is} | recours_{is} = 1)$
- (3) Le coût moyen par recours : $E(cout_{is} / recours_{is} = 1)$

i ($i=1, \dots, N$) représente les individus et s ($s=1, \dots, 10$) les 10 semestres d'observation entre janvier 2001 et décembre 2005 ; Sem_s est la variable temporelle qui capture l'effet du temps commun à tous les individus de l'échantillon (qu'ils aient ou non souscrit la surcomplémentaire). $Surcompl_i$ est une indicatrice qui informe si l'individu i a souscrit la surcomplémentaire durant notre période d'observation. Plusieurs indicatrices renseignent la temporalité avant et après le semestre de souscription. Par exemple, pour un primo-adhérent

² Pour les postes optiques et dentaires, le nombre de recours correspond au nombre d'actes (nombre de verres, de montures, de prothèses dentaires, de soins conservateurs, etc.).

qui a souscrit immédiatement la surcomplémentaire (c'est-à-dire au 6^e semestre d'observation, $s=6$, voir Schéma 2), la durée de couverture est de 3 semestres révolus au semestre 9 ($D_{is}^3 = 1$) et de 4 semestres révolus au semestre 10 ($D_{is}^4 = 1$). Les indicatrices relatives à la durée avant la souscription sont les suivantes : $D_{is}^{-1} = 1$ au semestre 5, et ce jusqu'à $D_{is}^{-5} = 1$ au semestre 1.

$$D_{is} = (D_{is}^{-5}, D_{is}^{-4}, D_{is}^{-3}, D_{is}^{-2}, D_{is}^{-1}, D_{is}^{s\text{ souscription}}, D_{is}^{+1}, D_{is}^{+2}, D_{is}^{+3}, D_{is}^{+4})$$

Parce que la stratégie d'analyse consiste à isoler les effets de la surcomplémentaire selon le fait d'être primo-adhérent (D_{is}^P) ou adhérent tardif (D_{is}^T), ces indicatrices sont définies pour chacun des deux groupes :

$$D_{is}^P = (D_{i1}^{P-5}, D_{i2}^{P-4}, D_{i3}^{P-3}, D_{i4}^{P-2}, D_{i5}^{P-1}, D_{i6}^{P\text{ souscription}}, D_{i7}^{P+1}, D_{i8}^{P+2}, D_{i9}^{P+3}, D_{i10}^{P+4})$$

$$D_{is}^T = (D_{is}^{T-9}, \dots, D_{is}^{T-5}, D_{is}^{T-4}, D_{is}^{T-3}, D_{is}^{T-2}, D_{is}^{T-1}, D_{is}^{T\text{ souscription}}, D_{is}^{T+1}, D_{is}^{T+2}, D_{is}^{T+3})$$

Dans chaque modèle, nous introduisons des variables explicatives liées à la demande de soins : X_{is} représente le vecteur de l'âge et de l'âge au carré, Z_i représente les variables individuelles qui ne varient pas dans le temps (sexe, nombre d'individus au sein d'un même contrat MGET de base, indice de revenu du fonctionnaire assuré principal, statut sur le marché de l'emploi – en emploi, retraité, au chômage, étudiant, autre – région de résidence). Sous l'ensemble de ces spécifications, les modèles estimés sont les suivants :

Modèle (1), la probabilité de consommer des soins

$$conso_{is}^* = \alpha^1 + \gamma^1 X_{is} + \beta^1 Z_i + \lambda^1 Surcomp_i + \delta^{1P} D_{is}^P + \delta^{1T} D_{is}^T + \eta^1 sem_s + v_i^1 + \varepsilon_{is}^1$$

$$\left| \begin{array}{l} conso_{is} = 1 \text{ si } conso_{is}^* \geq 0 \\ conso_{is} = 0 \text{ si } conso_{is}^* < 0 \end{array} \right.$$

Modèle (2), le nombre de recours

$$nb_recours_{is} = \exp(\alpha^2 + \gamma^2 X_{is} + \beta^2 Z_i + \lambda^2 Surcomp_i + \delta^{2P} D_{is}^P + \delta^{2T} D_{is}^T + \eta^2 sem_s + v_i^2 + \varepsilon_{is}^2)$$

Modèle (3), le coût moyen par recours

$$cout_{is} = \exp(\alpha^3 + \gamma^3 X_{is} + \beta^3 Z_i + \lambda^3 Surcomp_i + \delta^{3P} D_{is}^P + \delta^{3T} D_{is}^T + \eta^3 sem_s + v_i^3 + \varepsilon_{is}^3)$$

Les résidus des modèles (1), (2) et (3) autorisent 2 niveaux d'hétérogénéité inobservée : v_i correspond à la corrélation des inobservables entre les individus seulement et ε_{is} concerne

celle entre les individus et les semestres. Nous supposons que les vecteurs des résidus $(\nu_i^1, \varepsilon_{is}^1)$, $(\nu_i^2, \varepsilon_{is}^2)$ et $(\nu_i^3, \varepsilon_{is}^3)$ sont aléatoires et indépendants deux à deux : les modèles sont estimés séparément en utilisant la méthode « GEE » (Generalized Estimating Equations). Cette méthode, semi-paramétrique, consiste à minimiser le carré des résidus généralisés en faisant peu d'hypothèses sur les lois des résidus estimés (Liang et Zeger, 1986)³. Pour le modèle (1), nous supposons que $(\nu_i^1 + \varepsilon_{is}^1)$ est normalement distribué. Pour les modèles (2) et (3), nous utilisons une fonction exponentielle et ne faisons pas d'hypothèse particulière pour ν_i^2 , ε_{is}^2 , ν_i^3 et ε_{is}^3 .

4. Résultats

Les effets de la surcomplémentaire sur la probabilité de consommer des soins, le nombre de recours et le coût moyen par recours sont présentés dans le tableau 4. Les éléments surlignés en gris clair permettent d'étudier les effets d'anticipations. Les éléments surlignés en gris foncé concernent les effets dynamiques de la surcomplémentaire depuis le semestre de souscription et jusqu'à 4 semestres de couverture. Les graphiques 2, 3 et 4 représentent visuellement l'ensemble de ces effets.

4.1. La probabilité de consommer des soins

La probabilité de consommer au moins une fois un soin ambulatoire augmente de façon continue durant les 5 semestres d'observation qui précèdent la mise en place de la surcomplémentaire santé (tableau 4 et graphique 2). Ce résultat invalide l'existence d'un effet d'anticipation, qui se traduirait par une baisse ou *a minima* un ralentissement la progression des dépenses juste avant la souscription. Nous constatons en revanche que la probabilité de recourir aux soins s'accélère légèrement, mais significativement, lors de l'adhésion à la surcomplémentaire : +1,5 points au moment de l'adhésion [(Semestre souscription – Semestre -1), c'est-à-dire (3,5 – 2)] versus +0,7 juste avant l'adhésion et +0,5 point au cours des semestres précédents. Après la souscription en revanche, la probabilité de recourir à un soin ambulatoire au moins diminue significativement de sorte qu'après deux années de couverture, elle retrouve le niveau initial observé avant le semestre de couverture.

³ En comparaison avec des modèles à effets aléatoires, l'estimation GEE fournit des estimateurs plus robustes mais moins efficaces.

L'analyse par poste de soins montre que ces effets sont essentiellement induits par les postes dentaire et optique (graphique 2). La probabilité de recours pour ces postes de soins s'accélère fortement au semestre de souscription de la surcomplémentaire (respectivement +4,4 points et +5,8 points par rapport au semestre qui précède l'adhésion). Elle décroît ensuite significativement dès le 2^e semestre de couverture (respectivement -1,6 points et -2,1 points par rapport au semestre de souscription).

Graphique 2: Probabilité de consommer des soins par semestre d'observation

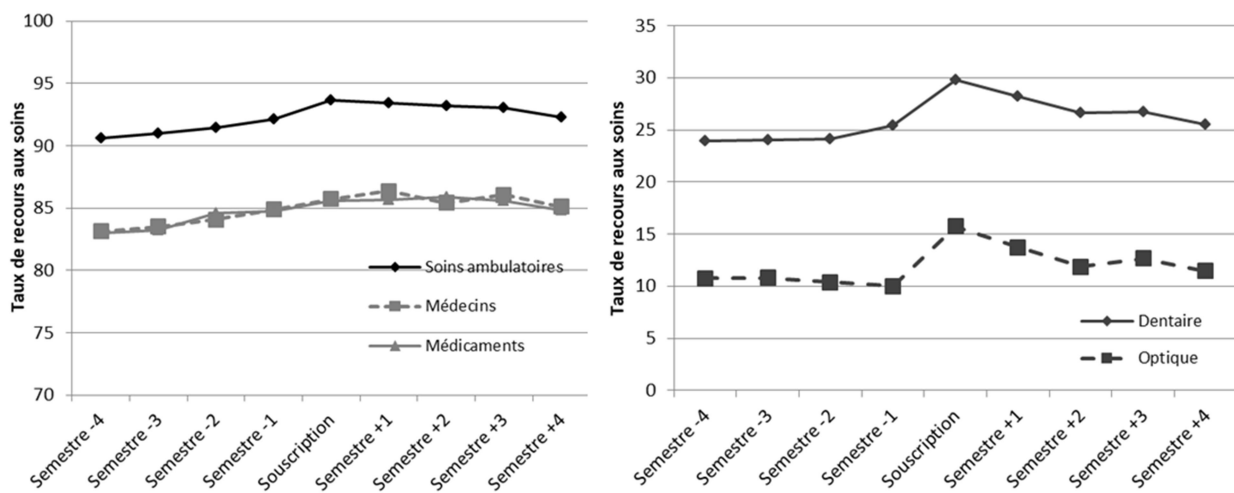


Tableau 4: Effets temporels de la surcomplémentaire sur la consommation de soins ambulatoires

	(1) Probabilité de consommer des soins			(2) Nombre de recours			(3) Dépense par recours		
	EM(pts)	$\Delta EM=0$	EM=0	EM(%)	$\Delta EM=0$	EM=0	EM(%)	$\Delta EM=0$	EM=0
Soins ambulatoires									
Semestre -4	0,4	ns		2,6	***		-1,0	ns	
Semestre -3	0,8	ns		0,9	*		-0,1	ns	
Semestre -2	1,3	*		4,2	***		-1,3	*	
Semestre -1	2,0	**		3,5	ns		-0,1	*	
Souscription	3,5	***	***	8,4	***	***	10,8	***	***
Semestre +1	3,3	ns	***	5,8	***	**	8,1	***	***
Semestre +2	3,0	ns	***	5,3	ns	*	4,7	***	***
Semestre +3	2,9	ns	***	3,9	ns	ns	6,1	*	***
Semestre +4	2,1	***	ns	3,5	ns	ns	2,7	***	***
(Y estimé)	(0,902)			(19,6)			(34,3)		
Médecins									
Semestre -4	0,4	ns		0,2	ns		0,3	ns	
Semestre -3	0,8	ns		0,6	ns		0,1	ns	
Semestre -2	1,4	*		0,7	ns		-0,1	ns	
Semestre -1	2,2	**		2,2	*		-0,2	ns	
Souscription	3,0	**	**	2,6	ns	ns	0,7	***	***
Semestre +1	3,7	*	***	1,5	ns	ns	0,5	ns	***
Semestre +2	2,7	***	ns	1,1	ns	ns	0,1	*	ns
Semestre +3	3,4	*	***	1,0	ns	ns	0,1	ns	ns
Semestre +4	2,4	***	ns	-1,4	***	***	-0,4	**	ns
(Y estimé)	(0,827)			(4,2)			(23,3)		
Médicaments									
Semestre -4	0,7	**		2,7	***		0,1	ns	
Semestre -3	0,9	ns		1,6	ns		0,7	ns	
Semestre -2	2,3	***		4,4	***		1,6	*	
Semestre -1	2,5	ns		3,1	*		1,5	ns	
Souscription	3,3	**	**	4,1	ns	ns	0,2	**	**
Semestre +1	3,4	ns	**	4,9	ns	**	0,4	ns	*
Semestre +2	3,6	ns	***	5,2	ns	***	1,4	*	ns
Semestre +3	3,3	ns	**	3,2	***	ns	0,9	ns	ns
Semestre +4	2,5	**	ns	4,2	ns	ns	0,4	ns	ns
(Y estimé)	(0,823)			(8,4)			(23,9)		

Grille de lecture pour chacun des modèles (1), (2) et (3): La 1^{ère} colonne (EM) présente les effets marginaux de la surcomplémentaire sur le fait de consommer au moins une fois des soins, le nombre de recours et la dépense moyenne par recours par rapport au 5^e semestre avant la souscription. Ils sont exprimés en points de pourcentage dans le modèle (1) et en variation de pourcentage dans les modèles (2) et (3). La 2^e colonne ($\Delta EM=0$) indique si l'effet marginal du semestre observé est significativement différent de celui du précédent. La 3^e colonne (EM=0) teste la significativité des effets marginaux par rapport au semestre avant la souscription (Semestre -1)

Seuil de significativité: *** 0,1%; ** 1% ; * 5%.

Exemple de lecture: La probabilité de consommer au moins un soin ambulatoire au semestre avant celui de la souscription est significativement plus élevée de +0,7 points par rapport au 2^e semestre avant la souscription (2-1,3).

Suite du Tableau 4 à la page suivante

Suite du tableau 4

	(1) Probabilité de consommer des soins			(2) Nombre de recours			(3) Dépense par recours		
	EM(pts)	$\Delta EM=0$	EM=0	EM(%)	$\Delta EM=0$	EM=0	EM(%)	$\Delta EM=0$	EM=0
Dentaire									
Semestre -4	-0,2	ns		-1,9	ns		-1,9	ns	
Semestre -3	-0,1	ns		-1,2	ns		-3,1	ns	
Semestre -2	0,0	ns		0,5	ns		-2,7	ns	
Semestre -1	1,3	***		3,6	*		-3,5	ns	
Souscription	5,7	***	***	15,3	***	***	22,1	***	***
Semestre +1	4,1	***	***	8,8	***	***	22,1	ns	***
Semestre +2	2,5	***	**	4,3	***	ns	14,7	***	***
Semestre +3	2,6	ns	***	4,1	ns	ns	15,5	ns	***
Semestre +4	1,4	**	ns	1,8	ns	ns	9,7	**	***
(Y estimé)	(0,241)			(2,2)			(117,7)		
Optique									
Semestre -4	-0,3	ns		0,9	ns		-0,7	ns	
Semestre -3	-0,2	ns		-0,5	ns		3,5	*	
Semestre -2	-0,6	ns		1,6	ns		3,9	ns	
Semestre -1	-1,0	ns		0,3	ns		0,9	ns	
Souscription	4,8	***	***	6,6	***	***	12,5	***	***
Semestre +1	2,7	***	***	5,7	ns	***	11,1	ns	***
Semestre +2	0,9	***	***	4,4	ns	***	10,8	ns	***
Semestre +3	1,7	*	***	4,0	ns	***	10,6	ns	***
Semestre +4	0,4	***	***	3,6	ns	**	7,0	*	***
(Y estimé)	(0,110)			(2,5)			(126,0)		
Autre									
Semestre -4	1,1	*		2,3	*		-3,4	***	
Semestre -3	0,8	ns		0,5	ns		-0,7	**	
Semestre -2	2,6	***		1,7	ns		-3,2	**	
Semestre -1	2,4	ns		3,4	ns		1,5	***	
Souscription	5,7	***	***	4,4	ns	ns	-1,0	**	**
Semestre +1	3,4	***	*	1,9	*	ns	-0,1	ns	ns
Semestre +2	4,4	*	***	0,0	ns	***	-2,0	*	***
Semestre +3	2,6	***	ns	2,0	ns	ns	1,1	***	ns
Semestre +4	2,3	ns	ns	0,4	ns	**	-3,2	***	***
(Y estimé)	(0,651)			(10,8)			(31,7)		

Grille de lecture pour chacun des modèles (1), (2) et (3): La 1^{ère} colonne (EM) présente les effets marginaux de la surcomplémentaire sur le fait de consommer au moins une fois des soins, le nombre de recours et la dépense moyenne par recours par rapport au 5e semestre avant la souscription. Ils sont exprimés en points de pourcentage dans le modèle (1) et en variation de pourcentage dans les modèles (2) et (3). La 2^e colonne ($\Delta EM=0$) indique si l'effet marginal du semestre observé est significativement différent de celui du précédent. La 3^e colonne (EM=0) teste la significativité des effets marginaux par rapport au semestre avant la souscription (Semestre -1)

Seuil de significativité: *** 0,1%; ** 1% ; * 5%.

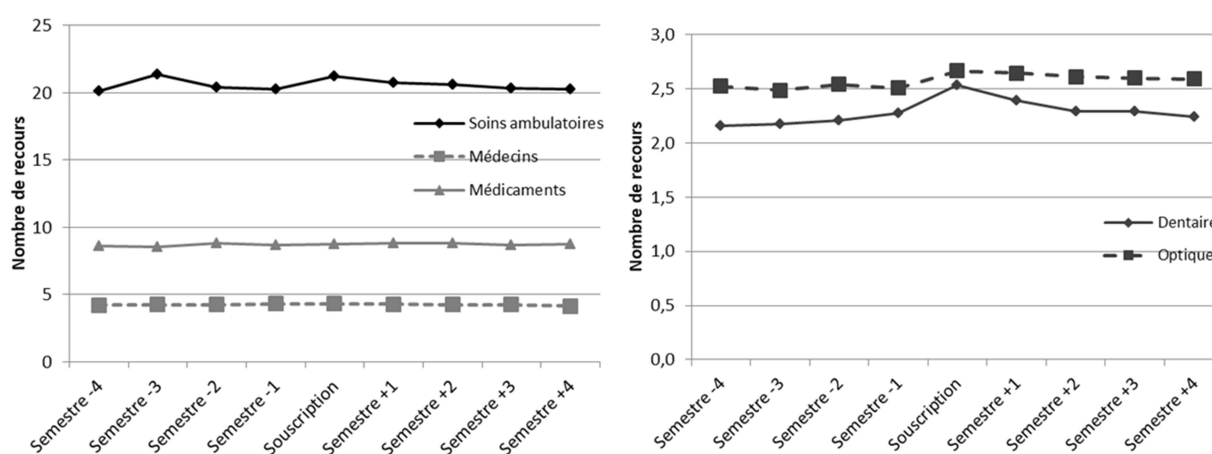
Exemple de lecture: La probabilité de consommer au moins un soin ambulatoire au semestre avant celui de la souscription est significativement plus élevée de +0,7 points par rapport au 2e semestre avant la souscription (2-1,3).

4.2. Le nombre conditionnel de recours

A l’instar de la probabilité de recourir aux soins, le nombre de recours aux soins ambulatoires conditionnel au recours ne diminue pas durant le semestre qui précède celui de la souscription. En revanche, la fréquence des recours s’accélère faiblement mais significativement dès l’adhésion de la surcomplémentaire : +4,9% au semestre d’adhésion [(Semestre souscription – Semestre -1), c’est-à-dire (8,4 – 3,5)] versus -0,7% et +3,3% les semestres précédents. Cet effet décroît ensuite très rapidement dans le temps et n’est plus significatif dès le 3^e semestre qui suit celui de la souscription.

Là encore, ces effets sont principalement induits par les postes optique et dentaire. En optique, le nombre de recours augmente de 6,3% au semestre d’adhésion par rapport au précédent puis diminue, mais de façon non significative, au cours des 4 semestres suivants de sorte que l’effet de la surcomplémentaire perdure à la fin de la période d’observation. Pour le dentaire, la surcomplémentaire affecte surtout le nombre de recours au moment de l’adhésion (+ 11,7% par rapport au semestre qui précède) car son effet diminue fortement ensuite. En effet, le nombre de recours dentaire retrouve sa tendance initiale dès le 3^e semestre de couverture (Semestre +2). C’est donc essentiellement sur le poste dentaire que l’effet de la surcomplémentaire sur le nombre de recours est transitoire.

Graphique 3: Nombre de recours aux soins par semestre d’observation

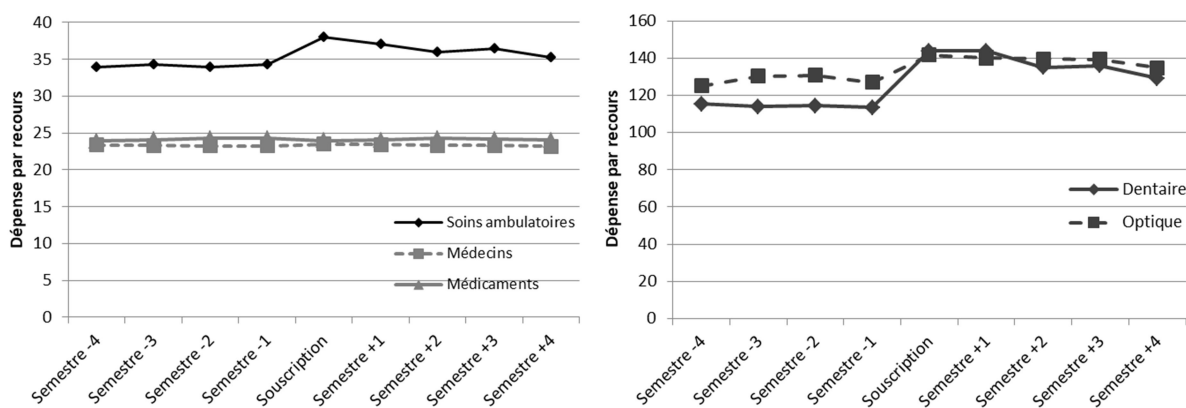


4.3. La dépense par recours aux soins

Là encore, les résultats confirment l'absence d'effet d'anticipation. En revanche, la dépense moyenne conditionnelle au recours s'accélère significativement dès la souscription : +10,9% [10,8-(-0,1)] versus +1,2% le semestre avant l'adhésion [-0,1-(-1,3)]. Cet effet perdure au 2^e semestre de couverture (+8,2% [8,1-(-0,1)]) et s'atténue ensuite fortement au cours du temps, bien qu'il reste significatif au 5^e semestre de couverture (+2,8% [2,7-(-0,1)]).

Ce sont là toujours les postes optique et dentaire qui expliquent cet effet (graphique 4) : par rapport au semestre qui précède la souscription, la dépense conditionnelle en dentaire augmente de +25,6% aux deux premiers semestres de couverture. Cet effet s'atténue ensuite dès le 3^e semestre de couverture (Semestre +2) mais reste malgré tout positif et significatif au 5^e semestre de couverture (Semestre +4). Il en est de même pour l'optique : par rapport au semestre avant l'adhésion, la dépense augmente significativement de +11,6% et +10,2% les 2 premiers semestres de couverture. L'effet de la surcomplémentaire s'atténue seulement à partir du 5^e semestre de couverture (Semestre+4) bien qu'il reste significatif.

Graphique 4: Coût moyen du recours par semestre d'observation



4.4. Les effets de la surcomplémentaire selon le niveau de revenu

Afin de comparer les effets de la surcomplémentaire selon le niveau de revenu des individus, nous introduisons dans le modèle précédant des termes d'interaction entre les variables de durée de couverture et celles du revenu. Du fait de la forte concentration de l'échantillon au sein des tranches intermédiaires de revenu, nous distinguons seulement 2 groupes de revenus :

« les plutôt pauvres » (ceux dont le revenu mensuel est inférieur à 1 790 €) et « les plutôt riches » (ceux dont le revenu est supérieur à 1 790 €).

Les résultats révèlent que l'ampleur et la durée des effets de la surcomplémentaire sont différents dans les deux groupes pour la probabilité de recours aux soins uniquement (tableau 6). En effet, une fois le recours initié, le nombre de recours aux soins et la dépense par recours suivent une tendance similaire entre les plus riches et les plus pauvres (tableaux A.1 et A.2 en annexe). Ainsi, l'effet immédiat de la surcomplémentaire (lors du semestre de souscription) sur la probabilité de recourir aux soins est plus élevé de 1,1 points pour les individus les plus pauvres par rapport aux individus les plus riches. Cet écart persiste pendant 2 années après l'amélioration du niveau de couverture : il n'est plus significatif au 5^e semestre de couverture, (Semestre+4). En comparaison, pour les plus riches, la probabilité de recours n'est plus significative dès le 3^e semestre de couverture (Semestre+2).

L'analyse par poste de soins révèle que la surcomplémentaire a permis d'améliorer le recours aux soins de médecins et aux médicaments des plus pauvres alors que pour les plus riches, le recours à ces postes de soins n'est pas modifié par l'amélioration de la couverture. Le recours dentaire augmente en revanche pour l'ensemble des individus après la souscription, avec toutefois un effet plus important pour les pauvres que pour les riches : +1,6 points au semestre de la souscription et l'écart reste significatif à la fin de notre période d'observation.

Tableau 6: Comparaison des effets temporels de la surcomplémentaire sur la probabilité de recourir aux soins entre les individus les plus pauvres et les individus les plus riches

	Pauvres			Riches			Différence Riches/Pauvres	
	EM(pts)	$\Delta EM=0$	EM=0	EM(pts)	$\Delta EM=0$	EM=0	EMp-Emr (ref Sem-1)	EMp-EMr=0 (ref Sem-1)
Soins ambulatoires								
Semestre -4	0,60	*	/	0,12	ns	/	0,34	ns
Semestre -3	0,82	ns	/	0,76	ns	/	-0,07	ns
Semestre -2	1,35	*	/	1,12	ns	/	0,10	ns
Semestre -1	1,99	*	/	1,86	*	/	0,00	/
Souscription	3,97	***	***	2,70	**	**	1,14	**
Semestre +1	3,67	ns	***	2,58	ns	*	0,96	*
Semestre +2	3,52	ns	***	2,16	ns	ns	1,23	**
Semestre +3	3,37	ns	***	2,11	ns	ns	1,13	**
Semestre +4	2,49	**	ns	1,43	ns	ns	0,93	ns
(Y estimé)	(0,903)							
Médecins								
Semestre -4	0,77	*	/	-0,04	ns	/	0,21	ns
Semestre -3	1,16	ns	/	0,29	ns	/	0,28	ns
Semestre -2	1,60	ns	/	1,08	ns	/	-0,08	ns
Semestre -1	2,44	*	/	1,84	ns	/	0,00	/
Souscription	3,76	***	***	1,94	ns	ns	1,22	*
Semestre +1	4,29	ns	***	2,70	ns	ns	0,99	ns
Semestre +2	3,48	*	**	1,62	*	ns	1,26	*
Semestre +3	3,86	ns	***	2,67	*	ns	0,59	ns
Semestre +4	2,97	*	ns	1,56	*	ns	0,81	ns
(Y estimé)	(0,827)							
Médicaments								
Semestre -4	1,09	**	/	0,22	ns	/	0,87	ns
Semestre -3	0,97	ns	/	0,79	ns	/	0,18	ns
Semestre -2	2,32	***	/	2,20	***	/	0,12	ns
Semestre -1	2,42	ns	/	2,54	ns	/	-0,12	/
Souscription	3,61	***	***	2,80	ns	ns	0,81	ns
Semestre +1	3,71	ns	***	2,87	ns	ns	0,84	ns
Semestre +2	4,24	ns	***	2,69	ns	ns	1,55	**
Semestre +3	4,09	ns	***	2,26	ns	ns	1,83	***
Semestre +4	2,88	**	ns	2,05	ns	ns	0,83	ns
(Y estimé)	(0,823)							

Grille de lecture: La colonne EM(pts) présente les effets marginaux, en points de pourcentage, de la surcomplémentaire sur le fait de consommer au moins une fois des soins par rapport au 5e semestre avant la souscription de la surcomplémentaire. La colonne $\Delta EM=0$ indique si l'effet marginal du semestre observé est significativement différent de celui du précédent. La colonne EM=0 teste la significativité des effets marginaux par rapport au semestre avant la souscription (Semestre -1). La colonne EMp-Emr présente les différences d'effet de la surcomplémentaire par rapport au Semestre-1 entre les pauvres et les riches.

Seuil de significativité: *** 0.1%; ** 1% ; * 5%.

Exemple de lecture: En comparaison avec le Semestre-1, la probabilité de consommer des soins ambulatoires au semestre d'adhésion est 1.1 points plus élevée pour les pauvres que pour les riches.

Suite du Tableau 6 à la page suivante

Suite du tableau 6

	Pauvres			Riches			Différence Riches/Pauvres	
	EM(pts)	$\Delta EM=0$	EM=0	EM(pts)	$\Delta EM=0$	EM=0	EMp-Emr (ref Sem-1)	EMp-EMr=0 (ref Sem-1)
Dentaire								
Semestre -4	0,00	ns	/	-0,41	ns	/	0,30	ns
Semestre -3	-0,17	ns	/	0,04	ns	/	-0,32	ns
Semestre -2	0,25	ns	/	-0,22	ns	/	0,36	ns
Semestre -1	1,36	*	/	1,25	**	/	0,00	/
Souscription	6,42	***	***	4,75	***	***	1,56	*
Semestre +1	4,53	***	***	3,57	*	***	0,85	ns
Semestre +2	3,45	*	***	1,28	***	ns	2,06	**
Semestre +3	2,51	ns	*	2,77	**	**	-0,37	ns
Semestre +4	2,27	ns	ns	0,37	***	ns	1,79	*
(Y estimé)	(0,241)							
Optique								
Semestre -4	0,32	ns	/	-1,01	*	/	0,75	ns
Semestre -3	-0,11	ns	/	-0,30	ns	/	-0,40	ns
Semestre -2	-0,69	ns	/	-0,58	ns	/	-0,70	ns
Semestre -1	-0,73	ns	/	-1,31	ns	/	0,00	/
Souscription	4,95	***	***	4,51	***	***	-0,14	ns
Semestre +1	2,99	***	***	2,41	***	***	0,00	ns
Semestre +2	1,17	***	***	0,49	***	***	0,10	ns
Semestre +3	1,77	ns	***	1,52	*	***	-0,33	ns
Semestre +4	1,18	ns	***	-0,51	***	ns	1,11	ns
(Y estimé)	(0,11)							
Autre								
Semestre -4	1,12	*	/	1,01	ns	/	1,25	ns
Semestre -3	1,01	ns	/	0,39	ns	/	1,76	*
Semestre -2	2,55	**	/	2,69	***	/	1,00	ns
Semestre -1	1,89	ns	/	3,03	ns	/	0,00	/
Souscription	6,07	***	***	5,13	***	***	2,08	**
Semestre +1	3,41	***	**	3,24	**	ns	1,31	ns
Semestre +2	4,71	*	***	4,01	ns	ns	1,84	*
Semestre +3	2,61	***	ns	2,62	*	ns	1,13	ns
Semestre +4	3,09	ns	*	1,16	*	**	3,07	***
(Y estimé)	0,651							

Grille de lecture: La colonne EM(pts) présente les effets marginaux, en points de pourcentage, de la surcomplémentaire sur le fait de consommer au moins une fois des soins par rapport au 5e semestre avant la souscription de la surcomplémentaire. La colonne $\Delta EM=0$ indique si l'effet marginal du semestre observé est significativement différent de celui du précédent. La colonne EM=0 teste la significativité des effets marginaux par rapport au semestre avant la souscription (Semestre -1). La colonne EMp-EMr présente les différences d'effet de la surcomplémentaire par rapport au Semestre-1 entre les pauvres et les riches.

Seuil de significativité: *** 0.1%; ** 1% ; * 5%.

Exemple de lecture: En comparaison avec le Semestre-1, la probabilité de consommer des soins ambulatoires au semestre d'adhésion est 1.1 points plus élevée pour les pauvres que pour les riches.

5. Discussion

Dans ce travail, nous avons analysé les effets dans le temps de la souscription d'une surcomplémentaire santé sur les dépenses ambulatoires avec pour objectif de distinguer les effets d'aléa moral de long terme des effets temporaires de rattrapage d'accès aux soins, que ces derniers soient liés à des effets d'anticipation d'une amélioration de la couverture ou à des reports de soins pour raisons financières.

A l'instar de Long *et al.* (1998), notre travail révèle que les individus n'ont pas diminué leur consommation de soins juste avant l'amélioration de leur niveau de couverture. Il invalide ainsi, sur l'ensemble des postes de soins, l'existence d'effets d'anticipation de la part des assurés. Les résultats confirment en revanche l'existence d'un effet de rattrapage de court terme sur l'ensemble des dimensions de la consommation de soins (le fait d'initier un recours, le nombre de recours et la dépense par recours), avec un effet toutefois un effet plus marqué sur le fait de consommer au moins une fois des soins. Ces effets sont essentiellement induits par la consommation des soins ambulatoires les moins bien remboursés par le régime d'assurance public et pour lesquels les dépenses de santé payées directement par les patients peuvent être particulièrement élevées : l'optique et le dentaire. Notre travail révèle par ailleurs que, au-delà des effets de rattrapage de court terme, l'effet de plus long terme de l'assurance sur la consommation de soins ambulatoires est très en réalité assez modéré. Les effets de rattrapage les plus élevés et les plus durables dans le temps sont observés chez les individus les plus pauvres. Sans pouvoir totalement exclure l'existence de comportements d'aléa moral pur, ces résultats plaident plutôt en faveur de l'hypothèse d'une meilleure accessibilité à des soins reportés dans le temps pour raisons financières.

La souscription à la surcomplémentaire santé ayant été souscrite de façon volontaire, nous avons cherché à contrôler du mieux possible les biais liés à la présence d'anti-sélection. Nous avons privilégié la population d'individus ayant souscrit la surcomplémentaire dès son lancement, en faisant l'hypothèse que pour les autres, la souscription pouvait être associée à un choc d'état de santé inobservable survenu après son lancement. Les résultats obtenus pour les adhérents tardifs (présentés en annexe A.3) confirment ces intuitions puisque les effets de la surcomplémentaire sont bien plus élevés. Notre modélisation nous permet également de contrôler ce biais de façon rigoureuse. Les analyses ont par ailleurs été menées en contrôlant des effets bien connus de l'âge, du sexe, du revenu mais également du statut d'emploi (tableau A.4 en annexe). Des modèles à effets fixes auraient également pu être utilisés, mais ils ne

nous auraient pas permis de mesurer l'effet de l'assurance selon le revenu des individus puisque ce dernier ne varie pas au cours de notre période d'observation. Notons enfin que même si notre population d'étude n'est ni représentative de la population française ni de l'ensemble des fonctionnaires, il n'y a pas de raison de penser que leurs comportements face aux soins de santé soient différents de ceux des autres français.

Bien que ce travail soit très dépendant du contexte assurantiel français, il confirme l'importance de pouvoir étudier les effets dynamiques de l'assurance sur la consommation de soins des assurés. Notons également que si les individus ne semblent pas réduire les consommations de soins déjà engagées dans l'optique de bénéficier de meilleurs remboursements, il n'est pas évident, à l'opposé, qu'une suppression ou qu'une diminution du niveau d'assurance n'induisse pas, sur certains postes de soins au moins, une forte concentration des dépenses de santé avant le changement d'assurance (Long *et al.*, 1998).

6. Annexes

Tableau A.1 : Effet de la surcomplémentaire sur le nombre de recours aux soins pour les plus riches et les plus pauvres

	Pauvres			Riches			Différence Riches/Pauvres	
	EM(%)	$\Delta EM=0$	EM=0	EM(%)	$\Delta EM=0$	EM=0	EMp-EMr	EMp-EMr=0
Soins ambulatoires								
Semestre -4	3.2	***		1.8	ns		1.4	ns
Semestre -3	1.3	ns		0.4	ns		1.0	ns
Semestre -2	4.8	***		3.4	**		1.5	ns
Semestre -1	3.5	ns		3.5	ns		0.0	/
Souscription	8.5	***	***	8.3	***	***	0.2	ns
Semestre +1	6.5	*	**	4.8	**	ns	1.7	ns
Semestre +2	5.9	ns	*	4.6	ns	ns	1.3	ns
Semestre +3	3.6	*	ns	4.3	ns	ns	-0.7	ns
Semestre +4	4.3	ns	ns	2.4	ns	ns	1.9	ns
(Y estimé)	(19,6)							
Médecins								
Semestre -4	3.1	***		2.2	*		1.1	ns
Semestre -3	2.1	ns		1.0	ns		1.3	ns
Semestre -2	5.0	***		3.7	**		1.5	ns
Semestre -1	3.0	*		3.2	ns		0.0	/
Souscription	4.0	ns	ns	4.3	ns	ns	-0.1	ns
Semestre +1	4.9	ns	*	4.9	ns	ns	0.1	ns
Semestre +2	4.7	ns	*	6.0	ns	**	-1.2	ns
Semestre +3	2.9	*	ns	3.5	**	ns	-0.4	ns
Semestre +4	4.2	ns	ns	4.3	ns	ns	0.1	ns
(Y estimé)	(4,2)							
Médicaments								
Semestre -4	3.1	***		2.2	*		1.1	ns
Semestre -3	2.1	ns		1.0	ns		1.3	ns
Semestre -2	5.0	***		3.7	**		1.5	ns
Semestre -1	3.0	*		3.2	ns		0.0	/
Souscription	4.0	ns	ns	4.3	ns	ns	-0.1	ns
Semestre +1	4.9	ns	*	4.9	ns	ns	0.1	ns
Semestre +2	4.7	ns	*	6.0	ns	**	-1.2	ns
Semestre +3	2.9	*	ns	3.5	**	ns	-0.4	ns
Semestre +4	4.2	ns	ns	4.3	ns	ns	0.1	ns
(Y estimé)	(8,4)							

Grille de lecture: La colonne EM(%) présente les effets marginaux, en pourcentage, de la surcomplémentaire sur le nombre recours aux soins par rapport au 5e semestre avant la souscription de la surcomplémentaire. La colonne $\Delta EM=0$ indique si l'effet marginal du semestre observé est significativement différent de celui du précédent. La colonne EM=0 teste la significativité des effets marginaux par rapport au semestre avant la souscription (Semestre -1). La colonne EMp-EMr présente les différences d'effet de la surcomplémentaire par rapport au Semestre-1 entre les pauvres et les riches.

Seuil de significativité: *** 0.1%; ** 1% ; * 5%.

Exemple de lecture: En comparaison avec le Semestre-1, le nombre de recours aux soins ambulatoires est plus élevée de 0.2% pour les pauvres que pour les riches.

Suite du tableau A.1 à la page suivante

Suite du tableau A.1

	Pauvres			Riches			Différence Riches/Pauvres	
	EM(%)	$\Delta EM=0$	EM=0	EM(%)	$\Delta EM=0$	EM=0	EMp-EMr	EMp-EMr=0
Dentaire								
Semestre -4	-2.4	ns		-1.3	ns		-2.2	ns
Semestre -3	-1.8	ns		-0.5	ns		-2.4	ns
Semestre -2	2.1	*		-1.3	ns		2.2	ns
Semestre -1	4.1	ns		3.0	*		0.0	/
Souscription	17.0	***	***	13.2	***	***	2.7	ns
Semestre +1	11.0	***	***	6.2	***	ns	3.7	ns
Semestre +2	5.7	***	ns	2.7	*	ns	1.9	ns
Semestre +3	5.5	ns	ns	2.5	ns	ns	1.8	ns
Semestre +4	1.7	*	ns	1.9	ns	ns	-1.3	ns
(Y estimé)	(2,2)							
Optique								
Semestre -4	0.9	ns		1.1	ns		-1.1	ns
Semestre -3	1.5	ns		-2.8	*		3.5	ns
Semestre -2	3.3	ns		-0.3	ns		2.7	ns
Semestre -1	0.7	ns		-0.1	ns		0.0	/
Souscription	7.1	***	***	6.0	***	***	0.2	ns
Semestre +1	5.7	ns	***	5.8	ns	***	-0.9	ns
Semestre +2	4.9	ns	**	3.8	ns	*	0.3	ns
Semestre +3	3.8	ns	*	4.3	ns	**	-1.3	ns
Semestre +4	3.7	ns	*	3.6	ns	*	-0.8	ns
(Y estimé)	(2,5)							
Autre								
Semestre -4	2.9	*		1.5	ns		-0.4	ns
Semestre -3	0.3	ns		0.9	ns		-2.4	ns
Semestre -2	1.9	ns		1.4	ns		-1.2	ns
Semestre -1	4.1	ns		2.4	ns		0.0	/
Souscription	5.0	ns	ns	3.5	ns	ns	-0.3	ns
Semestre +1	2.9	ns	ns	0.5	*	ns	0.6	ns
Semestre +2	1.7	ns	ns	-2.4	ns	**	2.4	ns
Semestre +3	1.9	ns	ns	2.1	**	ns	-1.9	ns
Semestre +4	1.1	ns	*	-0.5	ns	ns	-0.2	ns
(Y estimé)	(10,8)							

Grille de lecture: La colonne EM(%) présente les effets marginaux, en pourcentage, de la surcomplémentaire sur le nombre recours aux soins par rapport au 5e semestre avant la souscription de la surcomplémentaire. La colonne $\Delta EM=0$ indique si l'effet marginal du semestre observé est significativement différent de celui du précédent. La colonne EM=0 teste la significativité des effets marginaux par rapport au semestre avant la souscription (Semestre -1). La colonne EMp-EMr présente les différences d'effet de la surcomplémentaire par rapport au Semestre-1 entre les pauvres et les riches.

Seuil de significativité: *** 0.1%; ** 1% ; * 5%.

Exemple de lecture: En comparaison avec le Semestre-1, le nombre de recours aux soins ambulatoires est plus élevée de 0.2% pour les pauvres que pour les riches.

Tableau A.2 : Effet de la surcomplémentaire sur la dépense conditionnelle pour les plus riches et les plus pauvres

	Pauvres			Riches			Différence Riches/Pauvres	
	EM(%)	Δ EM=0	EM=0	EM(%)	Δ EM=0	EM=0	EMp-EMr	EMp-EMr=0
Soins ambulatoires								
Semestre -4	-0.5	ns		-1.6	*		2.0	ns
Semestre -3	0.1	ns		-0.3	ns		1.3	ns
Semestre -2	-0.6	ns		-2.2	*		2.5	ns
Semestre -1	-0.5	ns		0.5	***		0.0	/
Souscription	10.5	***	***	11.2	***	***	0.3	ns
Semestre +1	8.4	**	***	7.5	***	***	1.9	ns
Semestre +2	5.0	***	***	4.4	***	***	1.5	ns
Semestre +3	5.3	ns	***	7.3	***	***	-1.1	ns
Semestre +4	3.8	*	***	1.3	***	ns	3.5	ns
(Y estimé)	(34,3)							
Médecins								
Semestre -4	0.8	*		0.0	ns		0.2	ns
Semestre -3	1.2	ns		0.3	ns		0.4	ns
Semestre -2	1.6	ns		1.1	ns		0.8	ns
Semestre -1	2.5	*		1.9	ns		-0.2	/
Souscription	3.8	***	***	2.0	ns	ns	2.1	ns
Semestre +1	4.4	ns	***	2.7	ns	ns	0.7	ns
Semestre +2	3.5	*	**	1.6	*	ns	-0.6	ns
Semestre +3	3.9	ns	***	2.7	*	ns	-1.2	ns
Semestre +4	3.0	*	ns	1.6	*	ns	-0.8	ns
(Y estimé)	(23,3)							
Médicaments								
Semestre -4	1.1	**		0.2	ns		1.0	ns
Semestre -3	1.0	ns		0.8	ns		0.3	ns
Semestre -2	2.3	***		2.2	***		0.2	ns
Semestre -1	2.4	ns		2.6	ns		0.0	/
Souscription	3.7	***	***	2.8	ns	ns	1.0	ns
Semestre +1	3.8	ns	***	2.9	ns	ns	1.0	ns
Semestre +2	4.3	ns	***	2.7	ns	ns	1.7	ns
Semestre +3	4.2	ns	***	2.3	ns	ns	2.0	ns
Semestre +4	2.9	**	ns	2.1	ns	ns	1.0	ns
(Y estimé)	(23,9)							

Grille de lecture: La colonne EM(%) présente les effets marginaux, en pourcentage, de la surcomplémentaire sur le nombre recours aux soins par rapport au 5e semestre avant la souscription de la surcomplémentaire. La colonne Δ EM=0 indique si l'effet marginal du semestre observé est significativement différent de celui du précédent. La colonne EM=0 teste la significativité des effets marginaux par rapport au semestre avant la souscription (Semestre -1). La colonne EMp-EMr présente les différences d'effet de la surcomplémentaire par rapport au Semestre-1 entre les pauvres et les riches.

Seuil de significativité: *** 0.1%; ** 1% ; * 5%.

Exemple de lecture: En comparaison avec le Semestre-1, la dépense ambulatoire est plus élevée de 0.3% pour les pauvres que pour les riches.

Suite du tableau A.2 à la page suivante

Suite du tableau A.2

	Pauvres			Riches			Différence Riches/Pauvres	
	EM(%)	$\Delta EM=0$	EM=0	EM(%)	$\Delta EM=0$	EM=0	EMp-EMr	EMp-EMr=0
Dentaire								
Semestre -4	-2.0	ns		-1.7	ns		1.9	ns
Semestre -3	-3.9	ns		-2.1	ns		0.4	ns
Semestre -2	-1.2	ns		-4.4	ns		5.4	ns
Semestre -1	-4.5	ns		-2.3	ns		0.0	/
Souscription	20.6	***	***	24.2	***	***	-1.4	ns
Semestre +1	21.8	ns	***	22.6	ns	***	1.4	ns
Semestre +2	16.0	*	***	13.1	**	***	5.1	ns
Semestre +3	15.8	ns	***	15.1	ns	***	2.9	ns
Semestre +4	8.7	**	***	10.8	ns	***	0.1	ns
(Y estimé)	(117,7)							
Optique								
Semestre -4	0.4	ns		-2.1	ns		1.7	ns
Semestre -3	5.4	*		1.3	ns		3.3	ns
Semestre -2	4.9	ns		2.6	ns		1.5	ns
Semestre -1	1.3	ns		0.5	ns		0.0	/
Souscription	14.3	***	***	10.4	***	***	3.2	ns
Semestre +1	12.3	ns	***	9.6	ns	***	1.9	ns
Semestre +2	14.3	ns	***	6.7	ns	**	6.9	ns
Semestre +3	11.3	ns	***	9.9	ns	***	0.6	ns
Semestre +4	9.9	ns	***	3.3	**	ns	5.8	ns
(Y estimé)	(126,0)							
Autre								
Semestre -4	-3.6	**		-3.3	*		2.1	ns
Semestre -3	-0.3	**		-1.1	ns		3.1	ns
Semestre -2	-3.7	**		-2.4	ns		1.0	ns
Semestre -1	0.5	***		2.9	***		0.0	/
Souscription	-1.5	ns	ns	-0.2	*	*	1.0	ns
Semestre +1	-0.4	ns	ns	0.4	ns	ns	1.6	ns
Semestre +2	-2.4	ns	*	-1.4	ns	**	1.3	ns
Semestre +3	-0.1	*	ns	2.8	**	ns	-0.6	ns
Semestre +4	-3.4	**	***	-2.9	***	***	1.7	ns
(Y estimé)	(31,7)							

Grille de lecture: La colonne EM(%) présente les effets marginaux, en pourcentage, de la surcomplémentaire sur le nombre recours aux soins par rapport au 5e semestre avant la souscription de la surcomplémentaire. La colonne $\Delta EM=0$ indique si l'effet marginal du semestre observé est significativement différent de celui du précédent. La colonne EM=0 teste la significativité des effets marginaux par rapport au semestre avant la souscription (Semestre -1). La colonne EMp-EMr présente les différences d'effet de la surcomplémentaire par rapport au Semestre-1 entre les pauvres et les riches.

Seuil de significativité: *** 0.1%; ** 1% ; * 5%.

Exemple de lecture: En comparaison avec le Semestre-1, la dépense ambulatoire est plus élevée de 0.3% pour les pauvres que pour les riches.

Tableau A.3 : Effet de la surcomplémentaire sur la probabilité de recourir aux soins, le nombre de recours aux soins et la dépense conditionnelle pour les souscripteurs tardifs

	(1) Probabilité de consommer des soins			(2) Nombre de recours			(3) Dépense par recours		
	EM(pts)	$\Delta EM=0$	EM=0	EM(%)	$\Delta EM=0$	EM=0	EM(%)	$\Delta EM=0$	EM=0
Soins ambulatoires									
Semestre -4	0.5	*		0.2	ns	/	0.3	ns	
Semestre -3	1.1	**		-1.1	ns	/	-0.6	ns	
Semestre -2	1.8	**		0.0	ns	/	-0.4	ns	
Semestre -1	3.4	***		-0.1	ns	/	-0.3	ns	
Souscription	7.1	***	***	12.7	***	***	16.0	***	***
Semestre +1	7.0	ns	***	7.9	***	***	17.6	***	***
Semestre +2	6.8	ns	***	4.5	*	***	12.4	***	***
Semestre +3	5.6	***	***	1.6	ns	ns	7.3	***	***
(Y estimé)	0.902			(19,6)			(34,3)		
Médecins									
Semestre -4	0.9	**		0.8	ns	/	-0.2	ns	
Semestre -3	1.6	*		0.6	ns	/	-0.1	ns	
Semestre -2	2.6	**		0.9	ns	/	-0.7	*	
Semestre -1	3.9	***		1.3	ns	/	-0.2	ns	
Souscription	9.0	***	***	5.9	***	***	0.4	*	*
Semestre +1	8.8	*	***	4.4	ns	**	0.5	ns	*
Semestre +2	8.5	ns	***	2.7	ns	ns	-0.6	**	ns
Semestre +3	6.3	***	***	-0.8	**	ns	-0.9	ns	ns
(Y estimé)	0.827			(4,2)			(23,3)		
Médicaments									
Semestre -4	0.5	ns		0.1	ns	/	-0.1	ns	
Semestre -3	1.1	ns		0.9	ns	/	-0.1	ns	
Semestre -2	2.2	***		0.3	ns	/	0.1	ns	
Semestre -1	3.9	***		-0.2	ns	/	-1.1	ns	
Souscription	8.0	***	***	3.9	***	***	-1.1	ns	ns
Semestre +1	8.0	ns	***	5.3	ns	***	0.7	ns	*
Semestre +2	7.7	ns	***	4.3	ns	***	-0.4	ns	ns
Semestre +3	6.1	***	***	3.5	ns	***	-0.7	ns	ns
(Y estimé)	0.823			(8,4)			(23,9)		

Grille de lecture pour chacun des modèles (1), (2) et (3): La 1^{ère} colonne (EM) présente les effets marginaux du fait de consommer au moins une fois des soins, du nombre de recours et de la dépense moyenne par recours par rapport au semestre 5e semestre avant la souscription de la surcomplémentaire. Ils sont exprimés en points de pourcentage dans le modèle (1) et en variation de pourcentage dans les modèles (2) et (3). La 2^e colonne ($\Delta EM=0$) indique si l'effet marginal du semestre observé est significativement différent de celui du précédent. La 3^e colonne (EM=0) teste la significativité des effets marginaux par rapport au semestre avant la souscription (Semestre -1).

Seuil de significativité: *** 0.1%; ** 1% ; * 5%.

Exemple de lecture: La probabilité de consommer des soins ambulatoires au 2e semestre avant celui de la souscription est significativement plus élevée de +0,7 points par rapport au 3e semestre avant la souscription (1.8 - 1.1).

Suite du tableau A.3 à la page suivante

Suite du tableau A.3

	(1) Probabilité de consommer des soins			(2) Nombre de recours			(3) Dépense par recours		
	EM(pts)	$\Delta EM=0$	EM=0	EM(%)	$\Delta EM=0$	EM=0	EM(%)	$\Delta EM=0$	EM=0
Dentaire									
Semestre -4	0,5	ns		4,4	*	/	1,1	ns	
Semestre -3	0,0	ns		0,1	*	/	0,4	ns	
Semestre -2	1,0	ns		3,0	ns	/	-2,0	ns	
Semestre -1	3,3	***		3,4	ns	/	-6,0	ns	
Souscription	14,5	***	***	29,0	***	***	27,6	***	***
Semestre +1	9,8	***	***	15,7	***	***	55,4	ns	***
Semestre +2	7,9	**	***	6,7	***	ns	36,9	***	***
Semestre +3	5,4	**	*	6,0	ns	ns	25,5	*	***
<i>(Y estimé)</i>	0,241			(2,2)			(117,7)		
Optique									
Semestre -4	0,9	ns		3,3	ns	/	-3,4	ns	
Semestre -3	0,5	ns		-0,5	*	/	-0,1	ns	
Semestre -2	0,2	ns		1,1	ns	/	-1,2	ns	
Semestre -1	-0,1	ns		1,3	ns	/	0,9	ns	
Souscription	7,1	***	***	6,6	***	***	10,8	***	***
Semestre +1	5,6	***	***	5,2	ns	*	12,2	ns	***
Semestre +2	3,4	***	***	4,1	ns	ns	7,8	ns	**
Semestre +3	2,3	ns	***	5,3	ns	ns	2,5	ns	ns
<i>(Y estimé)</i>	0,11			(2,5)			(126,0)		
Autre									
Semestre -4	0,5	ns		-2,0	ns	/	-1,6	ns	
Semestre -3	0,6	ns		-0,8	ns	/	0,0	ns	
Semestre -2	2,0	**		-2,1	ns	/	-1,0	ns	
Semestre -1	4,0	***		-1,7	ns	/	0,6	ns	
Souscription	11,7	***	***	4,8	***	***	-4,0	**	**
Semestre +1	8,9	***	***	-1,2	*	ns	-2,8	ns	*
Semestre +2	7,7	ns	***	-2,0	ns	ns	1,3	*	ns
Semestre +3	4,3	***	ns	-5,7	ns	*	-0,6	ns	ns
<i>(Y estimé)</i>	0,651			(10,8)			(31,7)		

Grille de lecture: Pour chacun des modèles (1), (2) et (3):

La 1ère colonne présente les effets marginaux (EM) du fait de consommer au moins une fois des soins, du nombre de recours et de la dépense moyenne par recours par rapport au semestre 5e semestre avant la souscription de la surcomplémentaire. Ils sont exprimés en points de pourcentage dans le modèle (1) et en variation de pourcentage dans les modèles (2) et (3). **La 2e colonne** ($\Delta EM=0$) indique si l'effet marginal du semestre s est significativement différent de celui du semestre s-1. **La 3e colonne** ($EM=0$) teste la significativité des effets marginaux par rapport au semestre avant la souscription.

Seuil de significativité: *** 0.1%; ** 1% ; * 5%.

Tableau A.4: Effets de l'âge, du sexe et du revenu sur la consommation de soins ambulatoires

	(1) Probabilité de consommer des soins		(2) Nombre de recours		(3) Dépense par recours	
	EM(pts)	ΔEM=0	EM(%)	ΔEM=0	EM(%)	ΔEM=0
Soins ambulatoires						
Age	-0,081	***	-2,254	***	3,572	***
Age2	0,004	***	0,041	***	-0,026	***
Femmes (Ref: Hommes)	4,7	***	29,6	***	-2,5	***
Revenu 2 (Ref: Revenu 1)	5,1	***	9,5	***	-0,5	ns
Revenu 3 (Ref: Revenu 1)	4,4	***	5,1	***	2,5	***
Revenu 4 (Ref: Revenu 1)	3,0	***	-0,8	ns	4,9	***
Revenu 5 (Ref: Revenu 1)	2,6	***	-2,5	*	9,1	***
<i>(Y estimé)</i>	▾ (0,902)		▾ (19,6)		▾ (34,3)	
Médecins						
Age	-0,378	***	-1,656	***	-0,314	***
Age2	0,007	***	0,025	***	0,004	***
Femmes (Ref: Hommes)	6,9	***	22,4	***	4,8	***
Revenu 2 (Ref: Revenu 1)	7,7	***	2,8	***	-0,3	ns
Revenu 3 (Ref: Revenu 1)	6,8	***	-0,9	ns	1,4	***
Revenu 4 (Ref: Revenu 1)	4,8	***	-4,5	***	3,9	***
Revenu 5 (Ref: Revenu 1)	3,8	***	-6,9	***	9,2	***
<i>(Y estimé)</i>	▾ (0,827)		▾ (4,2)		▾ (23,3)	
Médicaments						
Age	-0,569	***	-1,725	***	1,776	***
Age2	0,010	***	0,035	***	-0,001	*
Femmes (Ref: Hommes)	7,5	***	26,2	***	-8,9	***
Revenu 2 (Ref: Revenu 1)	6,3	***	9,2	***	0,6	ns
Revenu 3 (Ref: Revenu 1)	4,8	***	4,7	***	-3,7	***
Revenu 4 (Ref: Revenu 1)	2,0	***	-1,7	*	-8,0	***
Revenu 5 (Ref: Revenu 1)	1,0	*	-4,6	***	-11,0	***
<i>(Y estimé)</i>	▾ (0,823)		▾ (8,4)		▾ (23,9)	
Dentaire						
Age	1,150	***	-0,398	***	5,696	***
Age2	-0,011	***	0,003	***	-0,041	***
Femmes (Ref: Hommes)	5,1	***	-2,0	***	1,3	*
Revenu 2 (Ref: Revenu 1)	4,1	***	0,0	ns	-5,0	***
Revenu 3 (Ref: Revenu 1)	6,9	***	-1,2	ns	-4,3	***
Revenu 4 (Ref: Revenu 1)	8,3	***	-1,4	*	-3,6	**
Revenu 5 (Ref: Revenu 1)	12,0	***	-2,2	**	-1,2	ns
<i>(Y estimé)</i>	▾ (0,241)		▾ (2,2)		▾ (117,7)	
Optique						
Age	0,542	***	0,162	**	4,310	***
Age2	-0,005	***	-0,004	***	-0,029	***
Femmes (Ref: Hommes)	3,5	***	0,5	*	11,5	***
Revenu 2 (Ref: Revenu 1)	1,5	***	0,0	ns	1,5	ns
Revenu 3 (Ref: Revenu 1)	3,2	***	0,0	ns	8,0	***
Revenu 4 (Ref: Revenu 1)	3,6	***	0,3	ns	15,3	***
Revenu 5 (Ref: Revenu 1)	4,4	***	-0,4	ns	22,6	***
<i>(Y estimé)</i>	▾ (0,110)		▾ (2,5)		▾ (126,0)	
Autre						
Age	0,474	***	-1,587	***	2,532	***
Age2	0,002	***	0,029	***	-0,021	***
Femmes (Ref: Hommes)	10,0	***	7,3	***	6,9	***
Revenu 2 (Ref: Revenu 1)	5,6	***	1,7	ns	1,6	*
Revenu 3 (Ref: Revenu 1)	5,8	***	-3,0	**	3,8	***
Revenu 4 (Ref: Revenu 1)	4,2	***	-5,3	***	5,7	***
Revenu 5 (Ref: Revenu 1)	5,5	***	-6,2	***	8,8	***
<i>(Y estimé)</i>	▾ (0,651)		▾ (10,8)		▾ (31,7)	

EM: Effets marginaux de la surcomplémentaire sur la consommation de soins.

ΔEM: Significativité des effets marginaux (*** 0,1%; ** 1% ; * 5%).

CHAPITRE 2

Conséquences de l'assurance publique et complémentaire sur la distribution et la concentration des restes à charge : une étude de cas

Ce chapitre a fait l'objet d'une publication dans la revue *Economie et Statistique* : « Conséquences de l'assurance publique et complémentaire sur la distribution et la concentration des restes à charge : une étude de cas », Franc C., Pierre A., *Économie et statistique*, 2015, 475(1), 31-49.

1. Introduction

En mutualisant les dépenses de santé des assurés, l'assurance santé permet de réduire le risque financier associé à la survenue d'une maladie. L'ampleur de la solidarité entre les individus en bonne santé et les plus malades dépend de l'organisation globale du système assurantiel et notamment des places respectives des assurances publique et privée dont les modes de fonctionnement diffèrent fondamentalement, tant dans leur organisation que dans leur mode de redistribution. En effet, les systèmes publics d'assurance sont, dans la quasi-totalité des pays de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE), universels et obligatoires, et les cotisations des assurés ne dépendent pas de leur risque santé. Les systèmes privés d'assurance sont quant à eux facultatifs et les primes sont ajustées directement – à travers l'état de santé – ou indirectement – à travers l'âge – au risque santé des individus.

En France, le système mixte d'assurance publique/privée se caractérise par les remboursements successifs des deux niveaux d'assurance sur un même panier de soins. L'assurance maladie publique finance en moyenne 77 % des dépenses de santé (Comptes de la santé 2016, Drees 2017). Pour répondre au principe d'équité horizontale suivant l'objectif de permettre à chacun de recourir aux soins selon ses besoins indépendamment de ses moyens, l'assurance maladie publique prévoit des niveaux de remboursements différents en fonction des besoins de soins des individus. Ainsi, dès 1946, les bénéficiaires de « l'assurance longue maladie » sont exonérés du ticket modérateur, fixé alors à 20 %, créant ainsi les prémices du dispositif des Affections de longue durée (ALD). Le taux de prise en charge des dépenses hospitalières, associées le plus souvent à des risques santé importants, s'élève par ailleurs à près de 93 % *versus* 67 % pour les dépenses ambulatoires (Comptes de la santé 2016, Drees 2017). Le financement de l'assurance publique, qui repose sur les capacités contributives des ménages, permet en *sus* d'assurer une solidarité entre hauts et bas revenus, illustrant ici le principe d'équité verticale du système de santé (Duval et Lardellier, 2012 ; Jusot *et al.*, 2017).

L'assurance maladie privée, qui est une assurance complémentaire, finance en moyenne 13 % des dépenses de santé. Elle rembourse tout ou partie des dépenses de santé laissées à la charge des assurés après intervention de l'assurance publique et qui, malgré l'existence de taux de remboursements plus élevés pour les populations les plus à risque, peuvent rester

particulièrement élevés pour les individus qui font face à la maladie du fait de la multiplicité des tickets modérateurs d'une part (Briet *et al.* 2007 ; Debrand et Sorasith, 2011 ; Geoffard et Lagasnerie, 2012 ; Dourgnon *et al.*, 2013), mais aussi des franchises et de la liberté tarifaire permise à certains professionnels de santé d'autre part (Franc et Pierre, 2016 ; Lagasnerie *et al.*, 2015). L'accès aux soins est donc fortement dépendant de la souscription d'une complémentaire santé dont bénéficient près de 95 % de la population française en 2014 (Célant et Rochereau, 2017). Or, les niveaux de remboursements de l'assurance privée ne dépendent que de la qualité du contrat souscrit et donc de la prime associée. Par ailleurs, l'ajustement de la prime des contrats de complémentaire santé à l'âge des assurés rend coûteux, pour les individus les plus âgés et donc pour les plus malades, l'accès à une couverture offrant des niveaux élevés de remboursements. Ainsi, malgré l'existence de dispositifs publics pour les individus les plus pauvres (Couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C), Aide au paiement d'une complémentaire santé (ACS)), le niveau des garanties offertes par l'assurance complémentaire dépend en priorité du revenu des individus, et non de leurs besoins de soins (Jusot *et al.*, 2012). De par la nature même de l'assurance, le système privé introduit bien une certaine solidarité entre les individus bien portants et les malades, mais celle-ci se limite au champ d'un contrat et ne s'opère donc qu'entre les assurés couverts par un même contrat de complémentaire santé. Au regard de l'hétérogénéité des contrats et des stratégies d'écroulement et de segmentation des risques des assureurs, cette solidarité est donc relativement réduite en comparaison de celle attendue par l'assurance publique et peut potentiellement, dans une organisation assurantielle à deux étages, venir diminuer les effets mutualisants induits par l'assurance publique.

Ces questions alimentent aujourd'hui les débats sur les rôles et les champs respectifs que devraient avoir les assurances publique et privée dans un système plus efficace et plus équitable. La juxtaposition des garanties publiques et privées d'assurance est en effet au cœur du débat public concernant les limites de l'efficacité globale de notre système (Cour des comptes, 2016 ; Dormont *et al.*, 2014 ; Askenazy *et al.*, 2013 ; Geoffard, 2016 ; Paris et Polton, 2016). Ce débat est d'autant plus vif que, si les comptes annuels de la santé permettent de suivre l'évolution annuelle de la dépense moyenne à la charge des ménages (8,3 % de la dépense, CSBM en 2016), il n'existe pas, à l'échelon national, de recueil des données micro-économiques sur les remboursements effectués au titre de la complémentaire santé. Ainsi, alors que la concentration des dépenses de santé est un phénomène bien connu (Cour des comptes 2016 ; Hcaam, 2013), la distribution des restes à charge supportés *in fine* par les

usagers du système de santé après remboursements des assurances publique et privée reste aujourd'hui inconnue.

A partir des données administratives d'une mutuelle spécifique gérant conjointement les régimes d'assurances obligatoire et complémentaire, nous nous intéressons dans ce travail à la mutualisation des dépenses assurée par l'assurance privée entre les individus bien portants et les malades en comparaison de celle induite par l'assurance publique. Notre étude se focalise sur les dépenses de santé ambulatoires¹. Afin d'étudier précisément le type d'interaction pouvant exister entre les deux niveaux de couverture, notre étude concerne uniquement les individus couverts par un même contrat de complémentaire santé, permettant ainsi de neutraliser l'effet de l'hétérogénéité des contrats de complémentaire santé. Deux indicateurs nous permettent d'approcher les besoins de soins des individus : le fait d'être exonéré du ticket modérateur et le niveau de dépenses ambulatoires.

Nous présentons les données utilisées et le champ de l'étude dans la section 2. La méthode d'analyse et les indicateurs utilisés sont décrits en section 3. Nous présentons et discutons les résultats dans une 4^e puis une 5^e section.

2. Données

La base de données est extraite des fichiers administratifs de la Mutuelle générale de l'équipement et des territoires (MGET) qui gère conjointement les remboursements du régime obligatoire et du régime complémentaire d'assurance maladie pour ses adhérents fonctionnaires et leurs ayants droit. Historiquement, cet organisme ne proposait qu'un contrat unique au titre de l'assurance complémentaire, un contrat dit « de base ». En 2003, l'organisme a introduit la possibilité, pour ses adhérents, de souscrire un contrat additionnel, dit contrat « de surcomplémentaire » qui offrait essentiellement des compléments de remboursements sur les soins dentaires, optiques et les consultations. Nous avons concentré notre analyse sur l'année 2002 parce qu'elle correspond à la dernière année civile avant l'introduction de la surcomplémentaire. Ainsi, notre base de données est constituée de l'exhaustivité des bénéficiaires couverts par le seul et unique contrat proposé par la mutuelle

¹ Les soins ambulatoires comprennent les soins médicaux et paramédicaux effectués en cabinets de ville, en dispensaires, dans les centres de santé ou lors de consultations externes d'établissements de santé (hospitaliers) publics ou privés.

en 2002, dont les garanties, présentées dans le tableau ci-dessous, ne remboursaient aucun dépassement d'honoraires pour les consultations de médecins, à l'instar de 80 % des contrats modaux souscrits la même année à titre individuel auprès d'une mutuelle (Martin-Houssart *et al.*, 2005). Notons que pour le poste « pharmacie », une partie des tickets modérateurs étaient laissés à la charge des assurés pour les médicaments à vignettes bleues².

Tableau 1 : Garanties de la complémentaire santé couvrant l'ensemble des individus de l'échantillon

Poste de soins	Assurance maladie Publique	Complémentaire MGET de base
Médecins (consultations et visites)	70% TC	+ 30% TC
Dentaire		
Soins préventifs	70% TC	+ 30% TC
Prothèses / Orthodontie	70% ou 100% TC	+140% ou +115% TC
Autre (radiologie, etc.)	70% TC	+ 30% TC
Pharmacie		
Vignettes blanches	65% TC	+ 35% TC
Vignettes bleues	35% TC	+ 60% TC
Optique		
Verres	65% ou 100% TC	+ 900% TC
Montures	65% ou 100% TC	55 €
Lentilles de contact	0€ ou 65€ TC	115 €
Autres prescriptions		
Soins auxiliaires, analyses	60% TC	40% TC
Orthopédie	65% ou 100% TC	130% TC
Prothèses acoustiques	65% ou 100% TC	260% ou 230% TC
Actes médicaux techniques		
Actes techniques, actes chirurgicaux et radiologie	70% TC	+ 30% TC
Autres types de soins		
Transport médical	65% TC	35% TC
Cures thermales	65% ou 70% TC	entre 20% et 35% TC

TC: Tarif de convention

Vignettes blanches : Médicaments remboursés à 65 % par l'assurance publique

Vignettes bleues : Médicaments remboursés à 35 % par l'assurance publique

La base compte 154 407 assurés dont 62 % d'hommes (contre 48 % en population générale) du fait de la nature des professions exercées par les assurés. En 2002, l'âge moyen était de 46,5 ans (contre 39 ans dans la population générale, Insee). Pour chaque individu, nous disposons de toutes les consommations de soins ambulatoires de 2002 présentées au remboursement ainsi que les montants remboursés au titre de la Sécurité sociale, d'une part, et de la complémentaire d'autre part. Ces données permettent de calculer directement les dépenses de santé restant à la charge des assurés après l'intervention de l'assurance publique

² Les médicaments à vignettes bleues sont remboursés à hauteur de 35 % par l'assurance publique.

(ou obligatoire) ainsi que celles dont ils doivent s'acquitter après les remboursements de l'assurance complémentaire. Les dépenses sont regroupées en 5 postes : « médecins » (consultations et visites) ; « pharmacie » (vignette blanche et bleue) ; « dentaire » (soins dentaires, prothèses, orthodontie) ; « optique » (verres, lentilles, montures) et « autre total » que nous segmentons en 3 sous-catégories : « actes médicaux techniques » (actes techniques, actes chirurgicaux et radiologie), « analyses, appareillage » et enfin « transports, cures ». Notre analyse se concentre sur les dépenses ambulatoires, c'est-à-dire les soins de ville. Les données relatives aux dépenses hospitalières ne sont pas exploitables car incomplètes dans notre base de données de remboursement.

Tableau 2 : Description de la population d'étude

	Effectifs	%
Age		
Moins de 20 ans	30 022	19,4
20/44 ans	25 874	16,8
45/64 ans	67 338	43,6
65/79 ans	25 677	16,6
80 ans et +	5 496	3,6
Sexe		
Hommes	59 124	38,3
Femmes	95 283	61,7
Indice du revenu mensuel		
<= 1 350€	9 860	6,4
1 350€/1 790€	89 914	58,2
1 790€/2 240€	30 980	20,1
2 240€/3 110€	15 696	10,2
> 3 110€	7 957	5,2
Situation d'emploi des assurés		
Actifs	55 535	36
Etudiants	148	0,1
Retraités	45 165	29,3
Ayants droit	53 559	34,7
Région		
Alsace Lorraine	9 835	6,4
Aquitaine, Midi-Pyrénées, Limousin	23 195	15
Champagne-Ardenne, Picardie, Centre, Normandie	32 330	20,9
Franche-Comté	4 191	2,7
Ile-de-France	11 346	7,4
Languedoc-Roussillon, PACA	21 265	13,8
Nord -- Pas-de-Calais	7 122	4,6
Pays de Loire	26 327	17,1
Rhône-Alpes, Auvergne	18 796	12,2
Exonérés du ticket modérateur (en 2002)		
Non	126 987	82,2
Oui	27 420	17,8
Total	154 407	100

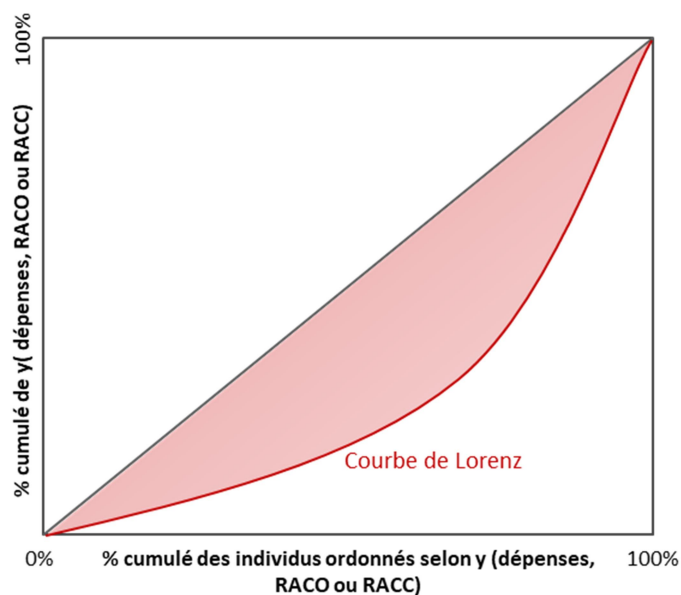
3. Méthode

L'objectif de cet article est d'étudier l'ampleur de la mutualisation des dépenses de santé assurée par l'assurance complémentaire entre les individus bien portants et les malades en comparaison de celle induite par l'assurance publique. Notre travail est mené en deux temps. Nous commençons d'abord par décrire la distribution et la concentration des dépenses de santé qui restent *in fine* à la charge des assurés après remboursements des régimes obligatoire (RACO) et complémentaire (RACC). Nous étudions ensuite l'ampleur de la concentration des RACO et des RACC au regard de deux indicateurs des besoins de soins.

3.1. Analyse de la distribution et de la concentration des RAC

Le niveau, la distribution et la concentration des RACC sont respectivement analysés en comparaison du niveau, de la distribution et de la concentration des dépenses ambulatoires et des RACO des assurés. Des courbes de Lorenz permettent de représenter graphiquement l'ampleur de cette concentration : en s'intéressant aux dépenses ambulatoires, par exemple, la courbe de Lorenz permet de comparer la part que représente une sous-population d'individus (ordonnés selon le niveau de leurs dépenses) dans l'ensemble de l'échantillon à la part que représentent leurs dépenses dans l'ensemble des dépenses. L'axe des abscisses range les individus selon le niveau de leurs dépenses ; l'axe des ordonnées représente les parts respectives de leurs dépenses dans l'ensemble de la population (Graphique 1). La bissectrice représente donc une situation d'équité parfaite où la proportion de la dépense considérée est identique à celle de la population qui la supporte. Les indices de Gini associés à ces graphiques (correspondant à l'aire colorée sur le Graphique 1) indiquent le niveau de la concentration des dépenses. Un indice égal à 1 correspond à la situation théorique où un seul individu supporte la totalité des dépenses.

Graphique 1 : Courbe de Lorenz des dépenses, des RACO ou des RACC



3.2. Analyse de la concentration des RACC selon les besoins de soins des individus

Les indicateurs des besoins de soins utilisés

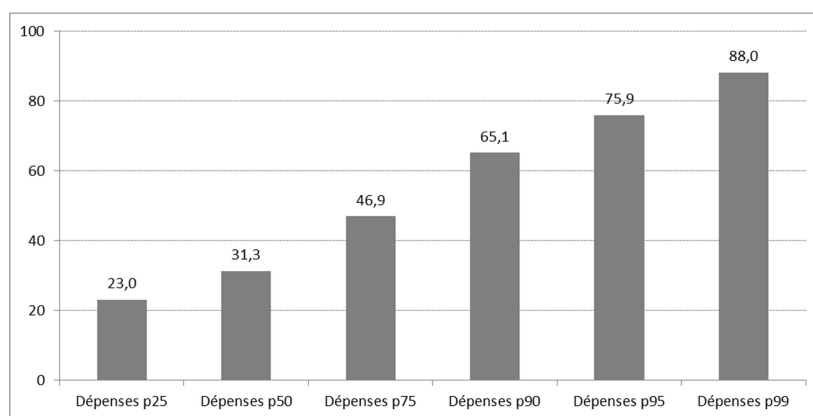
Pour approcher les besoins de soins des individus, nous utilisons deux indicateurs en lien avec l'état de santé des individus qu'il est possible de mobiliser dans des bases de données administratives de remboursements des complémentaires santé : le fait d'être exonéré du ticket modérateur et le fait d'avoir des dépenses de santé élevées.

Les données disponibles ne permettent pas d'identifier directement les individus en ALD. En revanche, grâce aux informations détaillées des dépenses de santé, il est possible d'identifier les individus ayant bénéficié au moins une fois, au cours d'une année, d'une exonération du ticket modérateur, quel que soit le motif de cet exonération. Pour cela, nous calculons le tarif de convention des consultations de médecins en soustrayant les dépassements d'honoraires aux dépenses. Nous considérons ensuite que les individus sont exonérés du ticket modérateur dès lors que le remboursement de la sécurité sociale est égal, pour au moins une de leur consultation, au tarif de convention. La population identifiée comme étant exonérée du ticket modérateur s'élève, dans notre échantillon, à 18 % en 2002 (tableau 2). Elle comprend à la fois les patients en ALD, les femmes enceintes (exonération pour les trois derniers mois de

grossesse), les accidentés du travail et malades professionnels et les bénéficiaires de la CMU-C. En effet, le dispositif du tiers payant dont bénéficient les personnes couvertes au titre de la CMU-C ne nous ne permet pas de les isoler de celles qui sont exonérées du ticket modérateur pour raison médicale. Toutefois, au vu des taux de personnes bénéficiaires de la CMU-C et du régime des ALD (respectivement 8 % et 17 % en 2016), le statut relatif à l'exonération du ticket modérateur caractérise essentiellement des personnes souffrant d'une ALD.

Le deuxième indicateur qui permet d'approcher les besoins de soins est le niveau des dépenses ambulatoires. La répartition des personnes exonérées du ticket modérateur selon le niveau des dépenses ambulatoires illustre bien que cet indicateur est associé aux besoins de soins des individus (Graphique 2) : parmi les 25 % d'individus ayant les dépenses ambulatoires les plus faibles, seulement 23 % sont exonérés du ticket modérateur *versus* respectivement 65,1 % et 75,9 % parmi les 10 % et les 5 % d'individus ayant les dépenses ambulatoires les plus élevées. L'avantage de cet indicateur est qu'il permet, à l'inverse de celui de l'exonération du ticket modérateur, de tenir compte des individus souffrant de pathologies lourdes ou chroniques mais qui ne font pas partie de la liste des ALD (Cnamts, 2010).

Graphique 2 : Proportion de personnes exonérées du ticket modérateur selon des percentiles de dépenses ambulatoires



Source : Assurés de la MGET - 2002

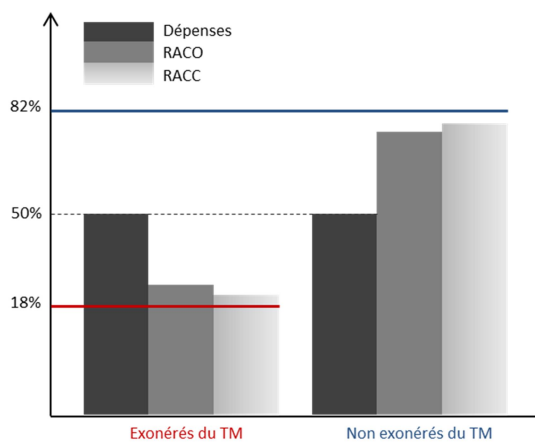
Etude de la mutualisation des restes à charge selon les besoins de soins

Afin d'étudier la mutualisation assurée par l'assurance complémentaire entre les individus bien portants et les malades, en comparaison de celle générée par l'assurance publique, nous décrivons la concentration des dépenses, des RACO puis des RACC, selon le fait d'être exonéré du ticket modérateur d'une part et selon le niveau des dépenses de santé d'autre part.

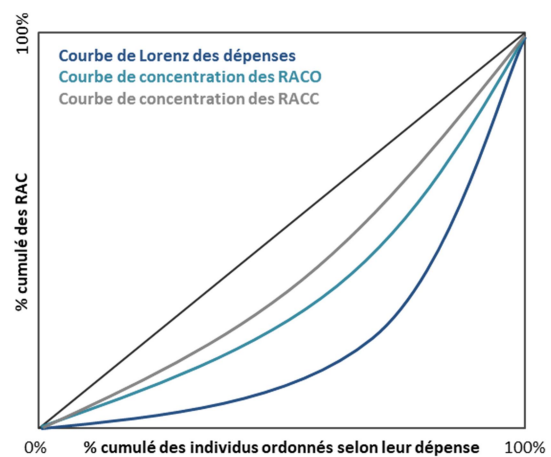
- Pour le premier indicateur (exonération du ticket modérateur), nous comparons graphiquement les parts respectives des dépenses et des restes à charge supportées par chaque groupe (représentées par des histogrammes) à leurs poids démographiques respectifs (représentés par des segments horizontaux) (Graphique 3). Des parts situées au-delà de l'un ou l'autre des deux segments indiquent que la part des dépenses (respectivement des RACO et des RACC) du groupe en question est supérieure à celle qu'il représente dans l'ensemble de l'échantillon. Lorsque la concentration des restes à charge (RACO ou RACC) tend à se rapprocher de la part de la population associée, cela traduit une mutualisation entre ces deux groupes. Une situation égalitaire correspondrait à des parts de dépenses et de restes à charge égales à la part que chaque groupe représente.
- Pour le deuxième indicateur (le niveau de la dépense ambulatoire), nous étudions les courbes de concentration des restes à charge. Contrairement aux courbes de Lorenz, les individus restent toujours ordonnés, sur l'axe des abscisses, selon leur niveau de dépenses (Graphique 4). Ces courbes permettent de comparer la part que représente une sous-population (ordonnée selon ses dépenses) dans l'ensemble de l'échantillon à celle que représente ses restes à charge (RACO ou RACC) dans l'ensemble des restes à charge. La bissectrice correspond à une situation où les individus concentrent le même montant de restes à charge et de dépenses. Une courbe en-dessous de la bissectrice indique que les restes à charge sont inégalement concentrés sur ceux qui ont les dépenses ambulatoires les plus élevées. Comparativement à la courbe de concentration des dépenses, un rapprochement de la courbe de concentration des RACO ou des RACC vers la bissectrice traduit donc une plus grande mutualisation, c'est-à-dire une moindre concentration des restes à charge sur les individus qui ont les dépenses ambulatoires les plus élevées.

A titre d'illustration, les graphiques 3 et 4 correspondent à une situation hypothétique où les assurances maladie publique et complémentaire apportent successivement une mutualisation des restes à charge au profit des individus exonérés du ticket modérateur et de ceux qui ont les dépenses de santé les plus élevées.

Graphique 3 : Exemple hypothétique de mutualisation des restes à charge selon le fait d'être exonéré du ticket modérateur



Graphique 4 : Exemple hypothétique de mutualisation des restes à charge selon le niveau des dépenses



4. Résultats

4.1. Niveau, distribution et concentration des RACC

Une forte concentration des RACC

Pour les différents postes de soins, les distributions de la dépense, du RACO et du RACC des individus de notre échantillon sont présentées dans le Tableau 3. En 2002, la dépense annuelle moyenne de soins ambulatoires s'élève à 1 111 € (*versus* 1 154 € pour la population générale Fenina et Geffroy, 2003). Le RACO moyen est de 380 € et le RACC atteint 117 € par individu, soit environ 10 % de la dépense ambulatoire. Comme attendu, ce montant moyen masque de fortes disparités : alors que le RACC est inférieur à 28 € pour la moitié de la population d'étude, 10 % des individus supportent un RACC supérieur à 312 € et 5 % un RACC supérieur à 551 €. Le niveau est particulièrement important pour le dernier percentile de la distribution : 1 % des individus doivent s'acquitter d'un RACC supérieur à 1 272 €. Cette forte concentration se traduit graphiquement par un éloignement significatif de la courbe de Lorenz par rapport à la bissectrice (Graphique 5). Le graphique 5.1, par exemple, montre que les 10 % d'individus qui supportent les RACC ambulatoires les plus élevés concentrent 62 % de l'ensemble des RACC. Les indices de Gini confirment le phénomène de forte concentration sur l'ensemble des RACC ambulatoires (0,76) comme pour l'ensemble des postes de soins (0,68 pour le poste pharmacie par exemple et jusqu'à 0,96 pour le poste des soins dentaires) (Tableau 4).

Pour connaître la récurrence des RACC les plus élevés par poste de soins, nous présentons la proportion d'individus qui, parmi ceux qui ont les RACC ambulatoires les plus élevés (P90, P95 et P99), ont aussi les RACC les plus élevés sur chaque poste de soins (3 dernières colonnes du tableau 3). Ainsi par exemple, parmi les 1 % d'individus qui supportent des RACC ambulatoires supérieurs à 1 272 € par an, 59 % ont également les RACC dentaires les plus élevés (supérieurs à 859 €). Néanmoins, 10 % d'entre eux supportent également les RACC les plus élevés sur le poste « pharmacie » (soit plus de 102 €), 12 % sur le poste « actes médicaux techniques » (soit plus de 171 €) et 27 % sur le poste « analyses, appareillage » (plus de 157 €). Ces résultats permettent de constater que les individus qui supportent les RACC les plus élevés ne sont pas seulement ceux qui recourent à des dépassements d'honoraires élevés sur les postes optiques et dentaires mais également des

individus qui supportent les RACC les plus élevés sur les postes de soins associés à la maladie.

Une concentration plus importante des RACC que des RACO

En comparant la concentration des restes à charge par rapport à celle des dépenses, on constate que la concentration des RACO est quasiment la même que celle observée sur l'ensemble des dépenses ambulatoires (0,57 *versus* 0,58), avec toutefois une plus forte concentration des RACO sur les postes consultations et dentaire (respectivement 0,55 et 0,91 *versus* 0,51 et 0,87), et une plus faible concentration sur les postes « pharmacie » et « analyses » (respectivement 0,64 et 0,79 *versus* 0,67 et 0,81) (Tableau 4). Pour la pharmacie et les analyses, le mode de fonctionnement de l'assurance publique permet, comparativement aux dépenses, une moindre concentration des RACO sur les personnes qui supportent les restes à charge les plus élevés (Graphiques 5.5 et 5.6). En effet, pour les postes de soins sans dépassement d'honoraires, les RACO les plus élevés correspondent à un cumul de tickets modérateurs récurrents associés à des pathologies chroniques pour lesquelles une prise en charge en ALD est la plupart du temps possible.

Tableau 3 : Distribution des dépenses et des restes à charge (RACO et RACC) en 2002

	Moyenne	Distribution						Dépenses, RACO et RACC extrêmes par poste de soins		
		P25	P50	P75	P90	P95	P99	Parmi les 10 %	Parmi les 5 %	Parmi les 1 %
Dépenses										
Total Ambulatoire	1111	229	654	1390	2504	3533	7517	100	100	100
Consultations	165	50	116	219	362	481	837	51	40	15
Dentaire	126	0	0	64	356	739	1787	24	19	8
Pharmacie	412	33	150	537	1103	1550	2744	60	51	36
Optique	65	0	0	0	267	446	705	20	11	2
Autre total	343	7	91	283	745	1334	4517	64	66	73
<i>Actes médicaux techniques</i>	99	0	16	95	237	411	1164	44	40	32
<i>Analyses, appareillage</i>	197	0	44	152	396	730	2842	58	57	54
<i>Transports, cures, etc.</i>	47	0	0	0	8	140	970	43	41	34
RACO										
Total Ambulatoire	380	73	229	514	890	1223	2274	100	100	100
Consultations	50	12	32	65	113	157	296	40	29	11
Dentaire	79	0	0	19	178	469	1375	43	49	54
Pharmacie	115	12	49	156	323	442	724	41	30	11
Optique	62	0	0	0	252	430	687	37	25	8
Autre total	75	0	25	74	170	279	768	44	38	35
<i>Actes médicaux techniques</i>	21	0	2	22	50	80	225	34	24	11
<i>Analyses, appareillage</i>	48	0	11	45	109	175	483	37	32	29
<i>Transports, cures, etc.</i>	5	0	0	0	0	0	197	100	100	7
RACC										
Total Ambulatoire	117	5	28	103	312	511	1272	100	100	100
Consultations	15	0	2	14	40	69	169	32	25	11
Dentaire	36	0	0	0	19	180	859	46	53	59
Pharmacie	16	1	6	20	40	56	102	23	17	10
Optique	30	0	0	0	102	226	445	47	30	8
Autre total	21	0	0	2	29	73	431	36	35	33
<i>Actes médicaux techniques</i>	8	0	0	0	10	31	171	30	23	12
<i>Analyses, appareillage</i>	11	0	0	0	7	23	157	26	25	27
<i>Transports, cures, etc.</i>	2	0	0	0	0	0	44	100	100	6

Guide de lecture :

En 2002, la dépense de soins ambulatoires moyenne s'élève en moyenne à 1 111 € par individu et à plus de 3 533 € pour les 5 % d'individus qui ont les dépenses les plus élevées. Parmi les 10 % d'individus qui supportent les dépenses ambulatoires les plus élevées, 51 % appartiennent également aux 10 % qui ont les RACC les plus élevés en consultations.

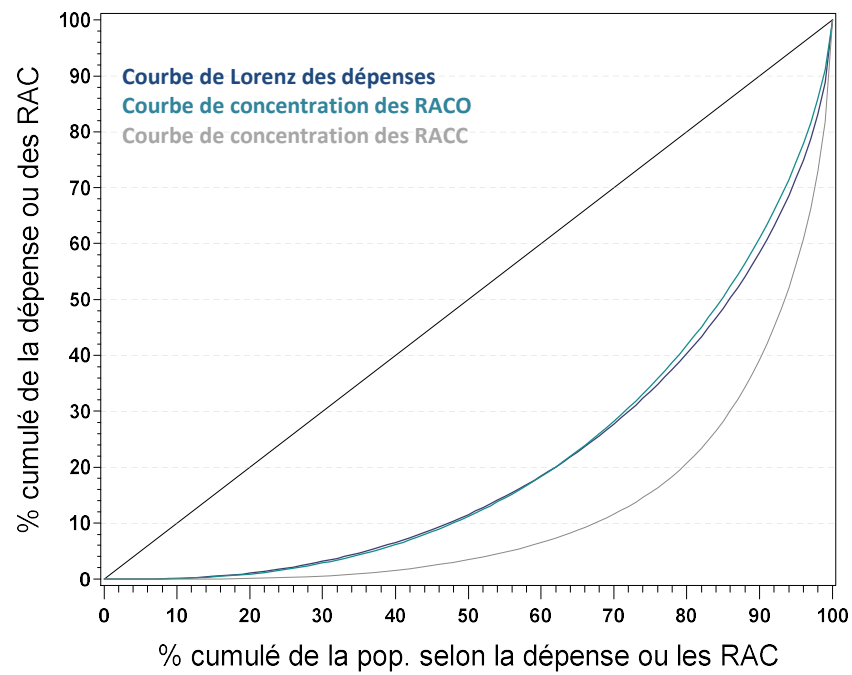
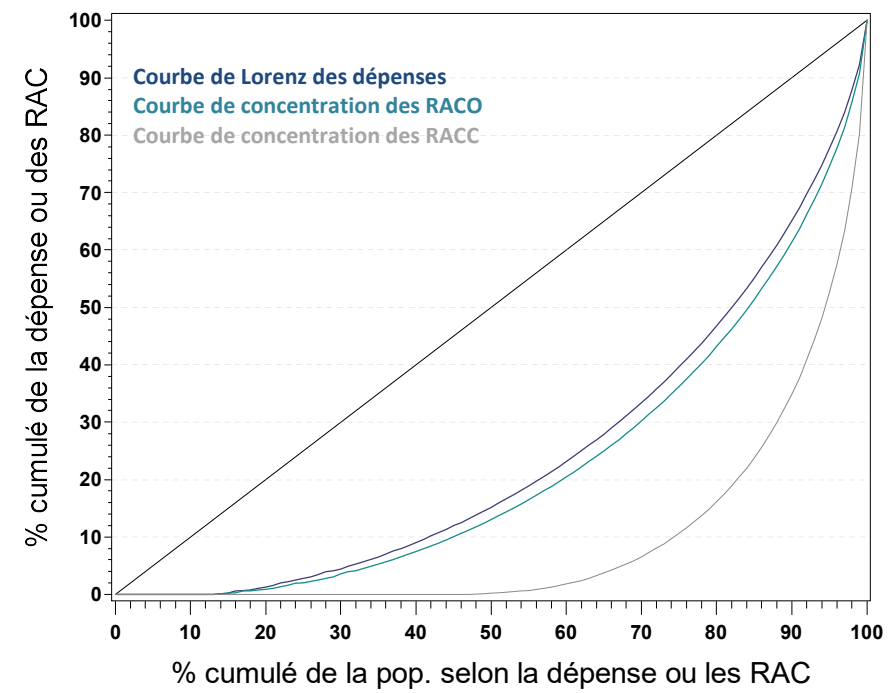
Si l'on s'intéresse maintenant aux RACC, on constate que comparativement aux RACO, la concentration est plus élevée sur tous les postes de soins. Les écarts sont particulièrement importants sur les postes de soins avec dépassements d'honoraires (pour le poste « consultations », par exemple, l'indice de concentration s'élève à 0,81 pour les RACC contre 0,55 pour les RACO). En effet, alors que peu de médecins généralistes sont autorisés à pratiquer des dépassements, une forte proportion de spécialistes exerce en secteur 2 (honoraires libres). Après intervention de l'assurance complémentaire, le reste à charge devient alors quasi-nul pour plus de la moitié de l'échantillon induisant ainsi une concentration des RACC sur les individus ayant recouru aux soins de médecins avec dépassements d'honoraires, qui, dans notre cas, ne sont pas du tout pris en charge par l'assurance complémentaire.

Ces résultats illustrent, de façon plutôt attendue, le fait que les assurances maladie obligatoire et complémentaire ne mutualisent pas de la même façon les dépenses de santé restant à la charge des assurés. La question qui se pose alors est de savoir, dans une logique de solidarité entre bien portants et malades, si les individus qui ont bénéficié de ces mutualisations respectives sont ceux qui ont les besoins de soins les plus élevés.

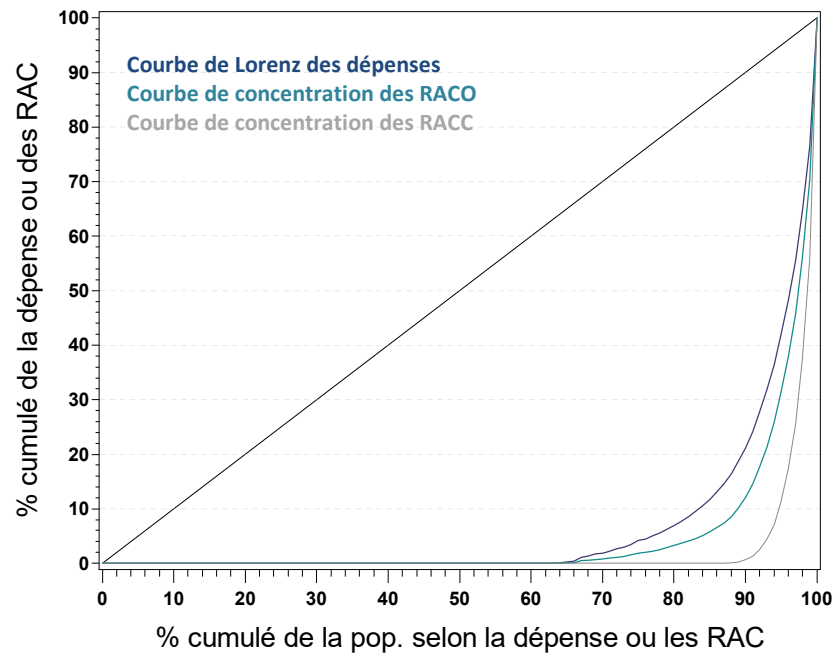
Tableau 4 : Indices de Gini pour la dépense, les RACO et les RACC

	Dépenses			RACO			RACC		
	Indice	IC-	IC+	Indice	IC-	IC+	Indice	IC-	IC+
Dépenses									
Total Ambulatoire	0,58	0,57	0,59	0,57	0,57	0,58	0,76	0,75	0,77
Consultations	0,51	0,51	0,52	0,55	0,55	0,56	0,81	0,80	0,82
Dentaire	0,87	0,86	0,89	0,91	0,89	0,93	0,96	0,93	0,99
Pharmacie	0,67	0,66	0,68	0,64	0,64	0,64	0,68	0,67	0,69
Optique	0,87	0,86	0,88	0,87	0,86	0,88	0,91	0,89	0,92
Autre total	0,77	0,76	0,79	0,74	0,73	0,76	0,94	0,91	0,98
<i>Actes médicaux techniques</i>	0,79	0,78	0,80	0,79	0,78	0,81	0,96	0,92	1,00
<i>Analyses, appareillage</i>	0,81	0,79	0,83	0,79	0,77	0,81	0,97	0,91	1,03
<i>Transports, cures, etc.</i>	0,97	0,93	1,01	0,99	0,93	1,04	0,99	0,89	1,10

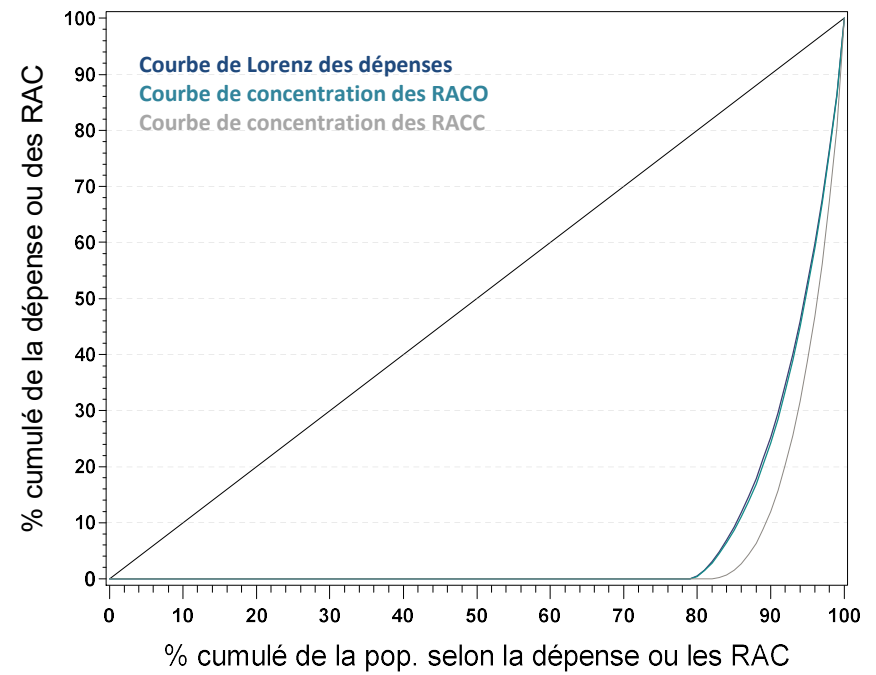
Note : Les indices de Gini sont calculés comme suit : $G = \frac{2 \times cov(y; r_y)}{\bar{y}}$; avec y la dépense, les RACO ou les RACC ; r_y le rang des individus ordonnés selon la variable y ; \bar{y} la moyenne de y . Les intervalles de confiance sont calculés par bootstrap.

Graphique 5 - Courbes de Lorenz de la dépense, des RACO et des RACC**5.1 Total ambulatoire****5.2 Consultations**

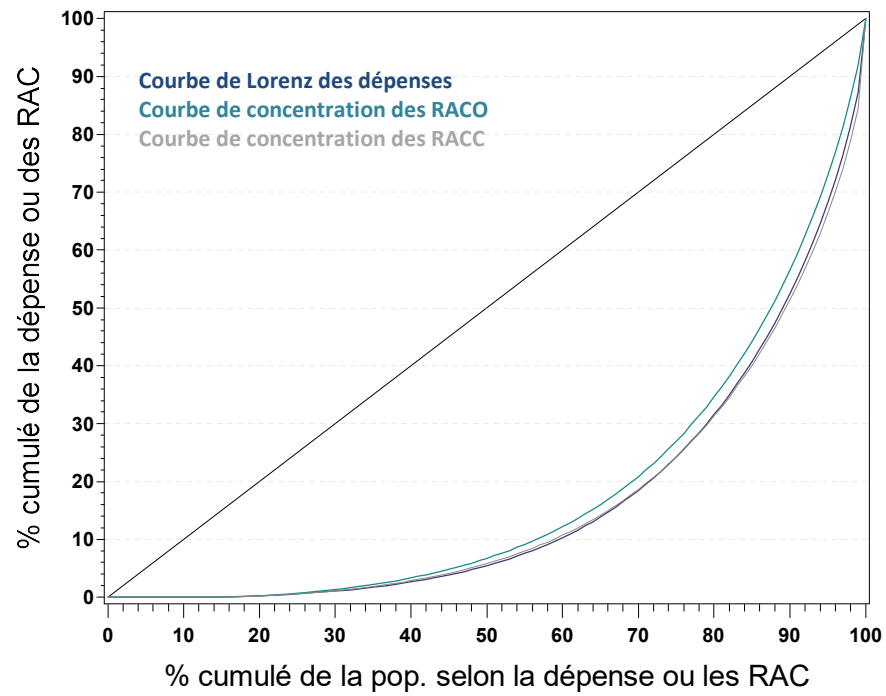
5.3 Dentaire



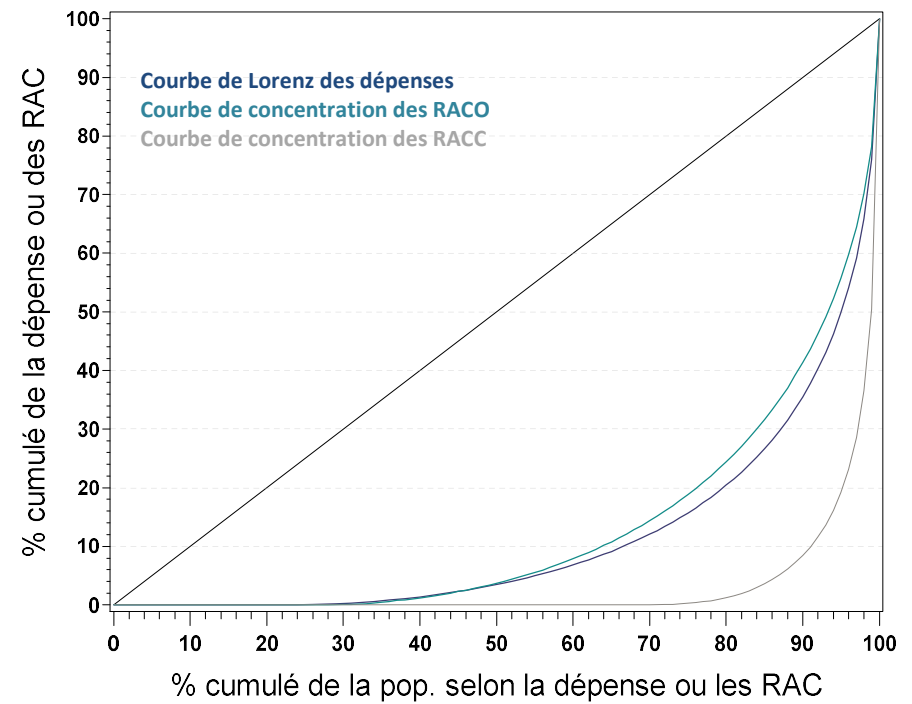
5.4 Optique



5.5 Pharmacie



5.6 Autre total



4.2. Quelle mutualisation des dépenses après les remboursements de l'assurance complémentaire ?

La mutualisation des restes à charge pour les individus exonérés du ticket modérateur

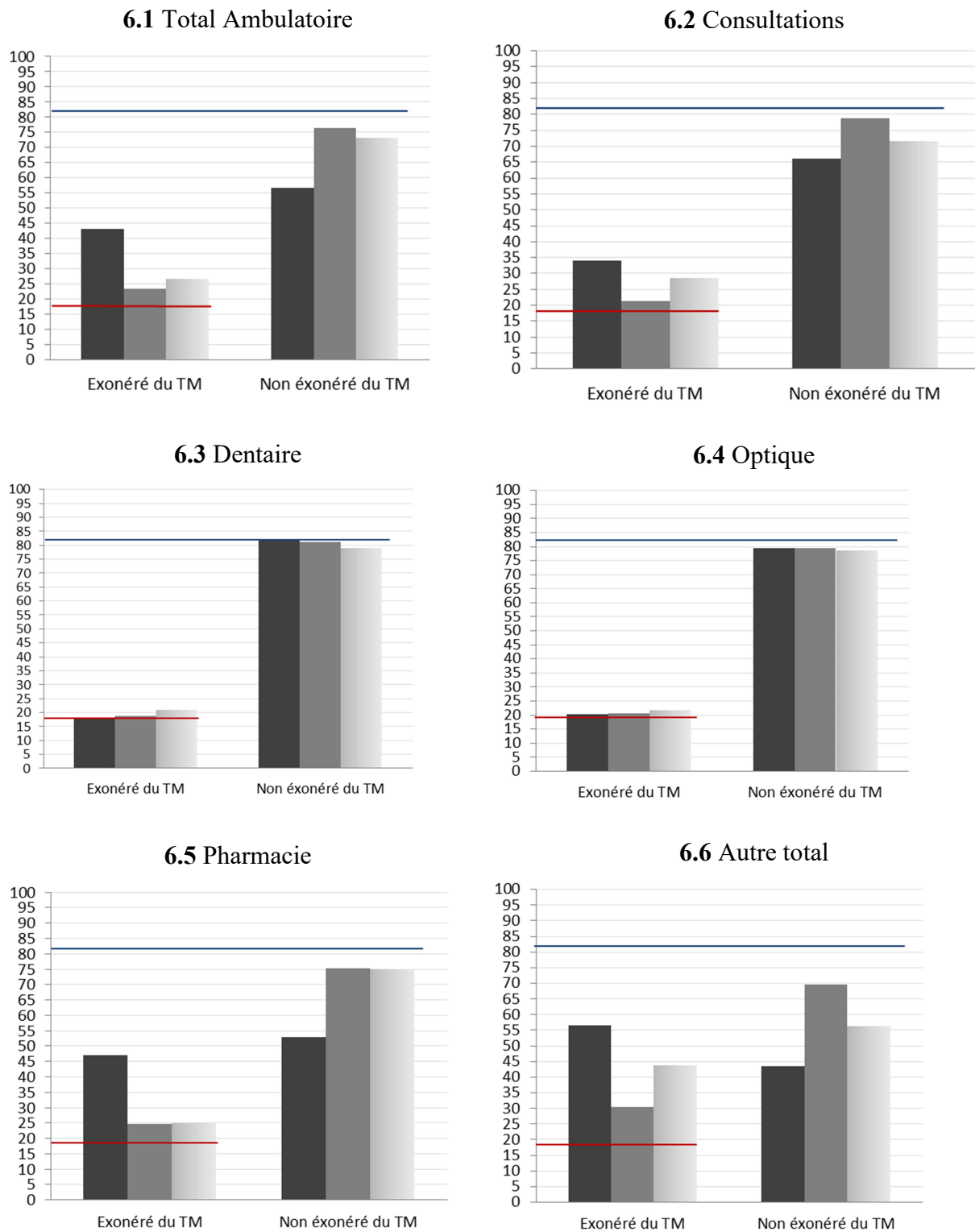
Les concentrations des dépenses de santé ambulatoires selon le fait d'être ou non exonéré du ticket modérateur sont représentées, par poste de soins, dans le graphique 6. En comparaison, celles des RACO et des RACC révèlent la façon dont les assurances publique et privée mutualisent les dépenses de santé entre ces deux groupes d'individus. La distribution des RACC de ces groupes d'individus est quant à elle présentée dans le tableau A.1 en annexe.

Le graphique 6.1 révèle que les personnes exonérées du ticket modérateur, qui représentent 18 % de notre échantillon, concentrent 43 % de la dépense ambulatoire totale. Après intervention de l'assurance publique, elles ne concentrent plus que 23 % des restes à charge. L'Assurance publique a donc permis de réduire fortement la concentration de leurs dépenses. En revanche, même si les deux niveaux d'assurance permettent de réduire les restes à charge pour tous les individus, l'assurance complémentaire induit, comparativement à l'assurance publique, une augmentation de la concentration des restes à charge supportés par les individus exonérés du ticket modérateur : en effet, ils concentrent au final 27 % des RACC (*versus* 23 % des RACO).

L'accentuation de la concentration des RACC sur les personnes exonérées du ticket modérateur est surtout liée à celle observée sur les postes de consultations de médecins, des actes médicaux techniques et de l'appareillage, qui sont les postes de soins les plus souvent associés à la maladie et pour lesquels il existe une liberté tarifaire (Graphiques 6.2 et 6.6). Les RACC de ces postes de soins, essentiellement, composés de dépassements d'honoraires, sont donc *in fine* concentrés de façon plus inégalitaire par les individus exonérés du ticket modérateur que ne l'étaient les RACO. En effet, par définition, les individus exonérés du ticket modérateur bénéficient d'un meilleur taux de prise en charge par l'assurance publique. Le régime obligatoire permet donc de réduire fortement la concentration de leurs dépenses. L'augmentation de la concentration des RACC après intervention de l'assurance complémentaire illustre le fait que l'assurance complémentaire permet surtout de réduire (voire de supprimer) les restes à charge des personnes qui ne sont pas exonérées du ticket modérateur laissant ainsi les dépassements d'honoraires à la charge des plus malades.

Sur le poste pharmacie en revanche, pour lequel il n'existe pas de dépassement d'honoraires et où les RACC sont quasiment nuls pour tous les individus, l'assurance complémentaire ne modifie pas la forte mutualisation des restes à charge induite par l'assurance publique au profit des personnes exonérées du ticket modérateur (Graphique 6.5). Pour les postes « optique » et « dentaire », les parts de la dépense supportée par chaque sous-population sont quasiment identiques aux parts démographiques qu'elles représentent dans notre population d'étude, et les assurances maladie publique et privée ne modifient pas cette concentration (Graphiques 6.3 et 6.4). Ce résultat illustre le fait que les motifs d'exonération du ticket modérateur sont totalement indépendants des besoins optiques et dentaires.

Graphique 6 - Concentration des dépenses et des restes à charge selon le fait d'être exonéré du ticket modérateur



Légende

- Dépenses
- RACO
- RACC

Guide de lecture :
 Les 18 % d'individus exonérés du ticket modérateur concentrent respectivement 43 % de l'ensemble de la dépense ambulatoire, 23 % des RACO et 27 % des RACC.

La mutualisation des restes à charge au regard de la dépense ambulatoire

Les courbes de concentration présentées dans les graphiques 7 permettent d'apprécier la concentration des dépenses ainsi que les mutualisations des restes à charge induites entre les individus par les régimes d'assurance maladie publique et complémentaire selon le niveau initial de leurs dépenses ambulatoires.

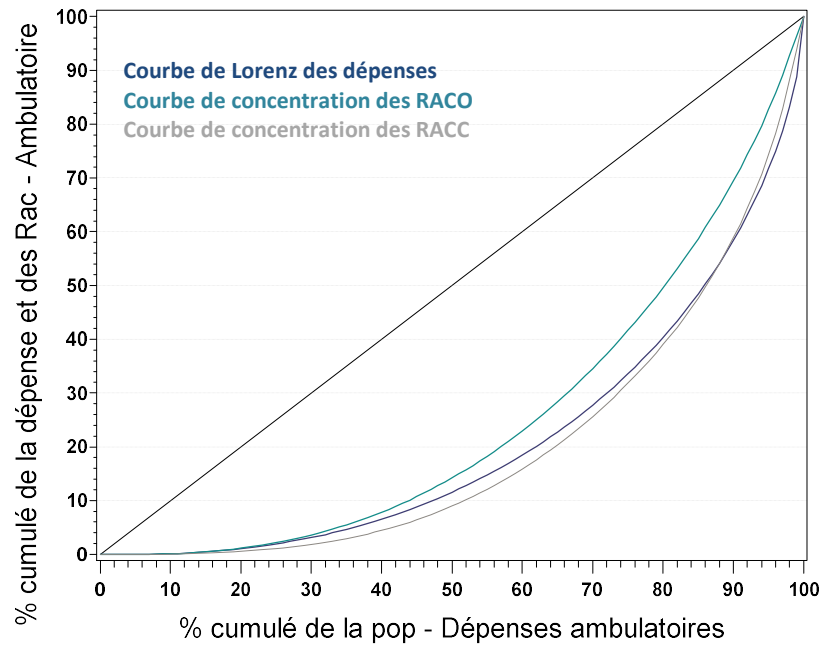
Concernant l'ensemble des soins ambulatoires³, la courbe de concentration des RACO se rapproche de la bissectrice comparativement à celle des dépenses, avec un écart plus important pour les derniers déciles de la distribution, c'est-à-dire ceux qui génèrent les dépenses totales annuelles les plus élevées : l'assurance maladie obligatoire induit donc une moindre concentration des restes à charge sur les individus qui avaient initialement les dépenses les plus élevées (Graphique 7.1). En revanche, la courbe de concentration des RACC est très proche de celle de la dépense initiale de sorte que les 10 % d'individus qui concentrent 42 % de la dépense ambulatoire, supportent, *in fine*, 40 % des RACC alors qu'ils ne concentraient que 30 % des RACO. Même si l'assurance complémentaire continue évidemment de réduire la charge financière des assurés, elle laisse au final des restes à charge à peu près aussi concentrés que la dépense avant les remboursements des deux niveaux d'assurance. La mutualisation induite par l'assurance complémentaire selon les besoins de soins approchés par le niveau de la dépense apparaît non seulement plus faible que celle de l'assurance publique mais semble surtout contrebalancer pratiquement tous les gains de mutualisation qu'elle avait induits.

Comme précédemment, c'est pour les consultations, les actes médicaux techniques et l'appareillage que l'assurance complémentaire a le moins d'effet mutualisant. Par exemple, les 10 % d'individus ayant la dépense ambulatoire la plus élevée concentrent 27 % de la dépense en consultations et, *in fine*, 30 % des RACC alors qu'ils ne concentraient que 22 % des RACO (Graphique 7.2). Pour le poste « pharmacie » en revanche, la concentration des RACC selon le niveau de dépense ambulatoire reste relativement proche de celle des RACO (Graphique 7.5). Enfin, pour les postes « dentaire » et « optique », ni l'assurance maladie publique ni l'assurance complémentaire ne parviennent à réduire la concentration des dépenses (Graphiques 7.3 et 7.5).

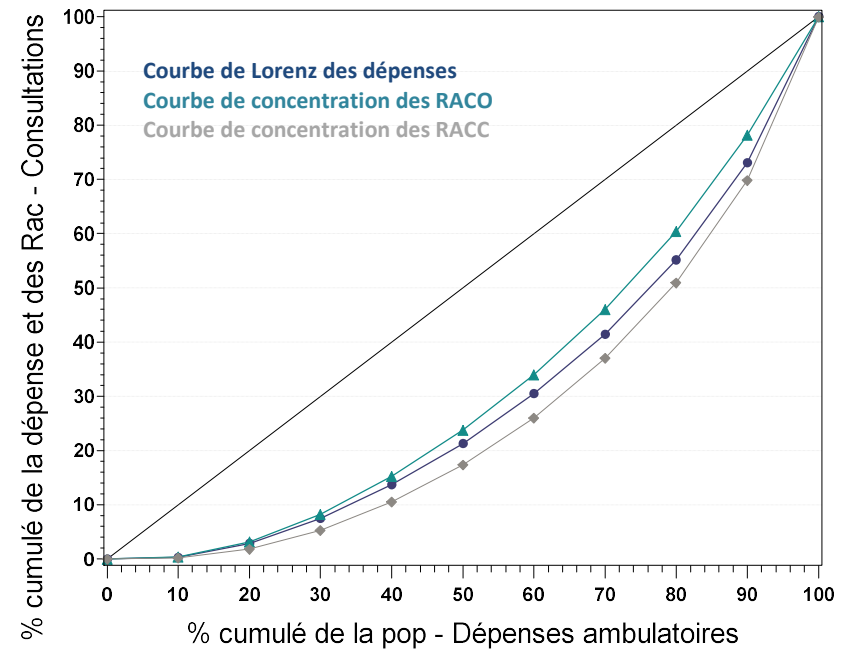
3 Par construction, la courbe de concentration de la dépense en soins ambulatoires (et seulement pour la dépense avant remboursements) correspond à la courbe de Lorenz du graphique 1.1.

Graphique 7-Courbes de concentration de la dépense et des restes à charge

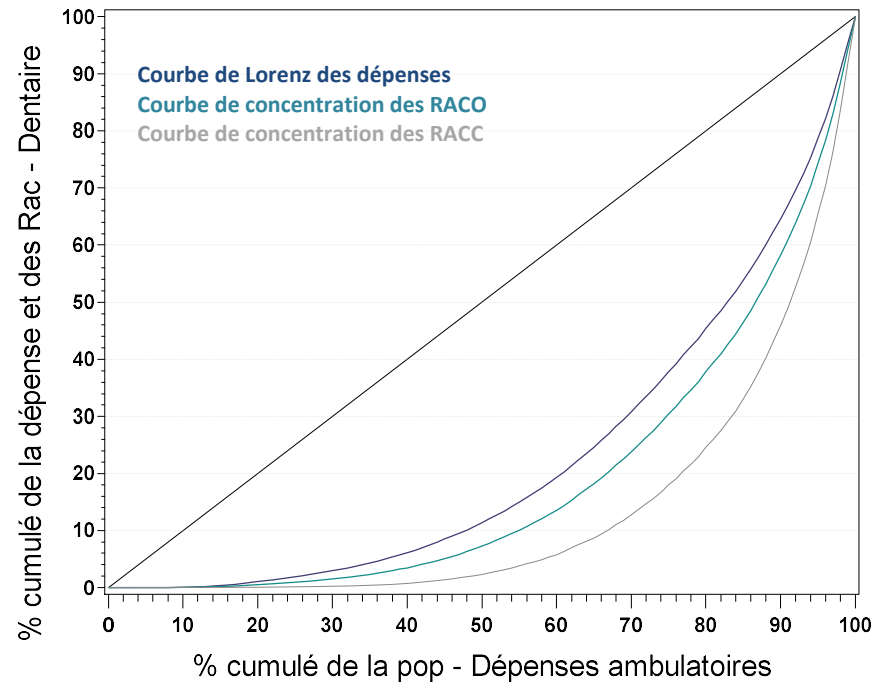
7.1 Total ambulatoire



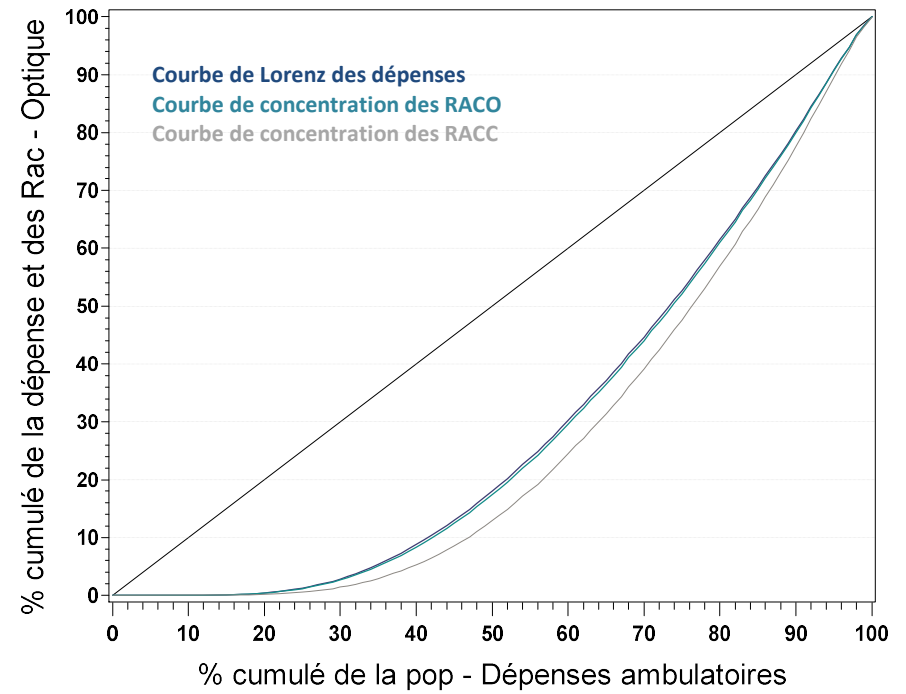
7.2 Consultations



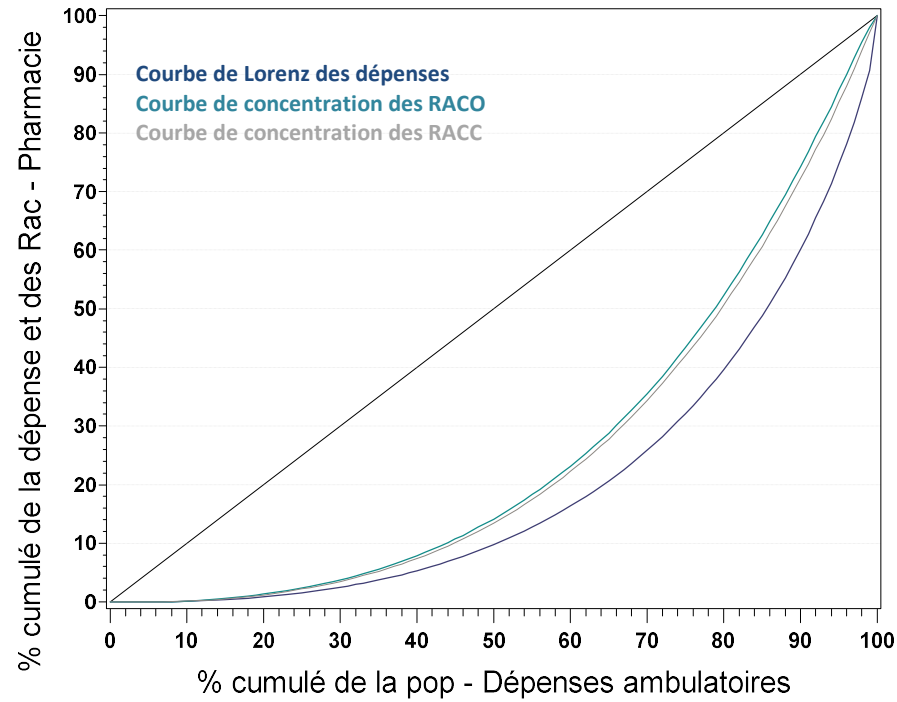
7.3 Dentaire



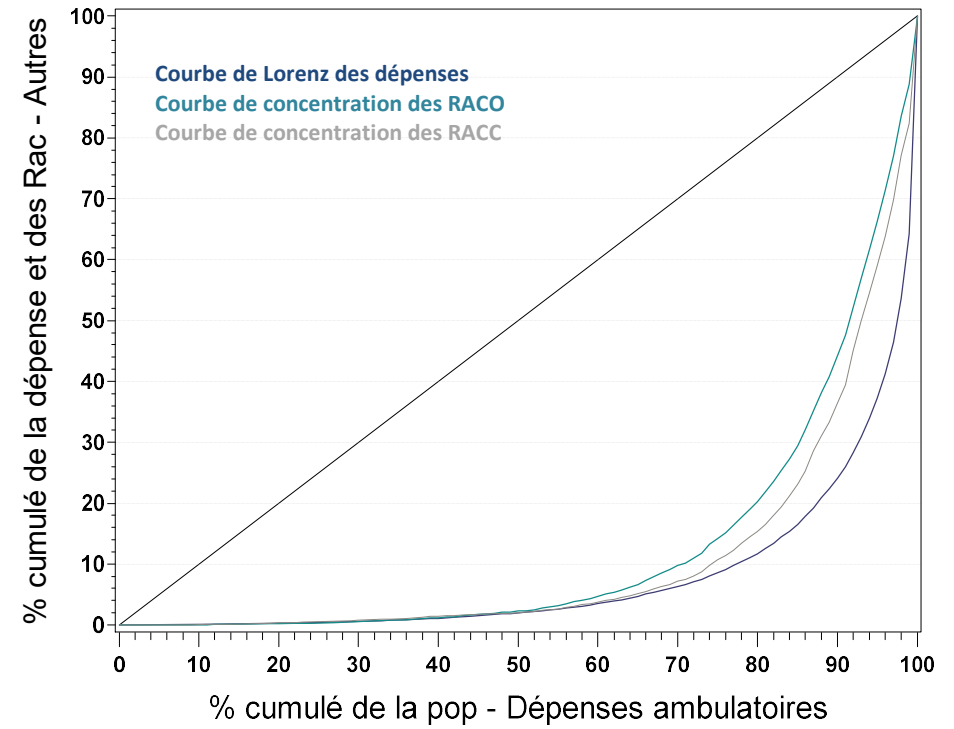
7.4 Optique



7.5 Pharmacie



7.6 Autre total



5. Discussion

En France, les dépenses de santé directement supportées par les ménages sont parmi les plus faibles de celles des pays de l'OCDE (OCDE, 2017). Cet indicateur moyen est souvent utilisé comme un critère de la performance de notre système de santé. Il masque pourtant une très forte hétérogénéité des situations qu'il est difficile d'étudier puisque le système national de données ne permet pas de connaître, dans l'ensemble de la population, la distribution réelle des restes à charge payés *in fine* par les individus qui est alors approchée, dans les statistiques publiques, par des méthodes de simulations (Barlet *et al.*, 2017).

En exploitant les données d'une mutuelle de complémentaires santé qui gère conjointement les régimes obligatoire et complémentaire d'assurance, nous avons étudié dans ce travail la concentration des restes à charge supportés *in fine* par les assurés pour les soins ambulatoires. Nous avons cherché en particulier à analyser le type d'interactions qui peut exister entre les assurances maladie publique et complémentaire concernant la mutualisation des dépenses ambulatoires entre les individus bien portants et les malades. Les résultats révèlent que, même si chaque niveau d'assurance permet successivement de réduire le montant des dépenses finalement déboursées par les assurés, les restes à charge finaux restent très fortement concentrés sur les individus avec les besoins de soins les plus élevés. Cette concentration est comparable à celle observée initialement sur les dépenses alors même que l'assurance publique avait permis de la réduire au profit des plus malades. L'assurance maladie complémentaire induit donc une moindre mutualisation entre les individus selon leurs besoins de soins, et ce notamment sur les postes de soins associés à la maladie pour lesquels il existe une liberté tarifaire comme les consultations de médecins. Elle permet surtout de réduire les restes à charge des individus qui ont des besoins de soins modérés, laissant les dépassements d'honoraires concentrés sur ceux qui ont des besoins de soins élevés et qui ont donc un recours fréquent à des soins spécialisés. Il serait intéressant de pouvoir intégrer à ce travail les dépenses de santé hospitalières, qui sont largement financées par l'assurance publique mais pour lesquelles l'existence du forfait journalier, aujourd'hui pris en charge sans limitation de durée par les contrats responsables, peut représenter une charge financière très lourde pour les assurés (Lagasnerie *et al.*, 2015 ; Franc et Pierre, 2016).

Malgré les informations précieuses que ce travail apporte sur les enjeux de l'organisation actuelle à deux étages du système d'assurance, notre analyse comporte toutefois quelques

limites. Elle doit tout d'abord être repositionnée dans son contexte d'étude. En effet, les données utilisées concernent l'année 2002, c'est-à-dire avant l'introduction, en 2005, de franchises et de participations forfaitaires non remboursables par les contrats responsables de complémentaire santé sur les médicaments et les consultations. Or, la concentration des dépenses ambulatoires s'étant accentuée au cours de la dernière décennie, les montants des restes à charge, et notamment les écarts observés entre les individus bien portants et les malades, se sont probablement accrus depuis 2002.

Par ailleurs, notre travail concerne un cadre d'analyse où il n'existe qu'un contrat unique de complémentaire santé. Il permet ainsi d'illustrer les différences de mutualisation opérée entre les individus selon leurs besoins de soins par chacune des assurances publique et privée, compte tenu de leurs divergences de fonctionnement. Ils ne décrivent pas la mutualisation opérée, au final, par l'assurance maladie complémentaire compte tenu de la diversité des niveaux de couverture offerts sur ce marché. Or, parce que cette hétérogénéité est principalement expliquée par des inégalités sociales d'accès à la complémentaire santé liées au coût des primes et au mode de diffusion des contrats individuels et collectifs (Kambia-Chopin *et al.*, 2008 ; Jusot *et al.*, 2012 ; Perronin *et al.*, 2011 ; Garnero et Le Palud, 2013 ; Barlet *et al.*, 2016), les plus précaires, et donc les plus malades, ne bénéficient pas des contrats les plus couvrants. Une analyse qui tiendrait compte de la diversité de ces contrats conduirait probablement à une exacerbation de la concentration des restes à charge sur les populations les plus malades. Notons toutefois que les analyses de robustesse menées sur l'année 2003 (lorsque 2 contrats étaient proposés) ainsi que sur l'année 2005 (lors de l'introduction des franchises) ne permettent pas d'observer une accentuation de la concentration des restes à charge (Tableaux A.2, A.3 et A.4 en annexe). En effet, rappelons ici que ce travail est réalisé à partir d'une mutuelle de fonctionnaires qui ne pratique pas les mêmes règles de tarification que les contrats individuels de complémentaire santé. La prime associée à la surcomplémentaire en question était ainsi une prime uniforme indépendante de l'âge des souscripteurs. Les deux niveaux de couverture offerts par la mutuelle ne permettent donc pas vraiment d'approcher les inégalités sociales de couverture du marché de la complémentaire santé.

Enfin, une limite qui se doit d'être discutée concerne les indicateurs de besoins de soins utilisés. Ne disposant pas d'information sur les maladies spécifiques dont souffrent les individus ni même sur leur état de santé général, nous utilisons dans ce travail deux

indicateurs qu'il est possible de mobiliser dans les bases de données administratives des complémentaires santé : le fait d'être exonéré du ticket modérateur et le fait d'avoir des dépenses de santé élevées. Or, par construction, le fait d'être exonéré du ticket modérateur est endogène à la mutualisation induite par l'assurance maladie publique. Il est donc évident – et rassurant – de pouvoir observer que cette dernière permet de mutualiser les dépenses de santé au profit de ces individus. La prise en compte d'autres indicateurs, tels que les maladies chroniques par exemple ou la santé perçue, serait particulièrement intéressante à prendre en compte dans une telle analyse. Ils permettraient également de s'affranchir du fait que les indicateurs utilisés dans ce travail sont dépendants de l'accès effectif aux soins, qui ne permet pas de tenir compte du renoncement aux soins, et qui concerne plus souvent les plus précaires et donc les plus malades (Dourgnon *et al.*, 2012).

Pour finir, notons que ce travail illustre l'importance de pouvoir disposer, à l'échelon national, de données micro-économiques permettant d'étudier le montant et la distribution des dépenses de santé des assurés ainsi que leurs restes à charge associés après remboursements des deux assureurs public et privé.

6. Annexes

Tableau A.1 - Distribution des RACC selon les deux indicateurs des besoins de soins

	MOYENNE		P50		P75		P90		P95		P99	
	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui
Exonération du ticket modérateur												
Total ambulatoire	104 €	176 €	24 €	54 €	89 €	180 €	281 €	444 €	464 €	720 €	1 152 €	1 697 €
Consultations	13 €	24 €	0 €	7 €	12 €	26 €	35 €	64 €	60 €	100 €	155 €	220 €
Dentaire	35 €	43 €	0 €	0 €	0 €	0 €	18 €	25 €	174 €	225 €	819 €	1 033 €
Pharmacie	14 €	22 €	5 €	11 €	18 €	27 €	38 €	49 €	53 €	67 €	96 €	137 €
Optique	28 €	36 €	0 €	0 €	0 €	0 €	93 €	140 €	219 €	256 €	437 €	475 €
Autre total	15 €	52 €	0 €	0 €	1 €	16 €	20 €	100 €	50 €	231 €	266 €	906 €
<i>Actes médicaux techniques</i>	5 €	24 €	0 €	0 €	0 €	0 €	5 €	43 €	21 €	120 €	100 €	433 €
<i>Analyses, appareillage</i>	8 €	24 €	0 €	0 €	0 €	2 €	5 €	19 €	18 €	51 €	99 €	621 €
<i>Autres</i>	2 €	5 €	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	29 €	100 €
Dépenses de santé élevées (P=90)												
Total ambulatoire	77 €	482 €	23 €	232 €	77 €	605 €	229 €	1 223 €	357 €	1 730 €	678 €	3 245 €
Consultations	11 €	44 €	0 €	17 €	11 €	51 €	33 €	110 €	55 €	168 €	132 €	391 €
Dentaire	18 €	195 €	0 €	0 €	0 €	23 €	4 €	701 €	94 €	1 207 €	473 €	2 516 €
Pharmacie	13 €	44 €	5 €	27 €	17 €	54 €	34 €	88 €	46 €	111 €	75 €	337 €
Optique	26 €	67 €	0 €	0 €	0 €	50 €	80 €	261 €	199 €	382 €	415 €	620 €
Autre total	9 €	134 €	0 €	9 €	0 €	75 €	18 €	339 €	42 €	715 €	164 €	1 899 €
<i>Actes médicaux techniques</i>	4 €	45 €	0 €	0 €	0 €	17 €	4 €	104 €	20 €	229 €	94 €	711 €
<i>Analyses, appareillage</i>	4 €	74 €	0 €	0 €	0 €	11 €	4 €	74 €	15 €	351 €	62 €	1 702 €
<i>Autres</i>	1 €	15 €	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	42 €	14 €	351 €

Guide de lecture:

En 2002, les RACC étaient en moyenne 70 % plus élevés pour les individus exonérés du ticket modérateur (176 € versus 104 € pour ceux qui ne sont pas exonérés du ticket modérateur). 10 % d'entre eux supportaient des RACC supérieurs à 444 € (versus 281 €); 5 % avaient des RACC supérieurs à 720 € (versus 464 €) et 1 % supportaient des RACC supérieurs à 1697 € (versus 1 152 €).

Tableau A.2 - Indices de Gini calculés sur les années 2002, 2003 et 2005

	2002			2003			2005		
	Indice de Gini	IC-	IC+	Indice de Gini	IC-	IC+	Indice de Gini	IC-	IC+
Dépenses									
Total Ambulatoire	0,58	0,57	0,59	0,58	0,58	0,59	0,58	0,57	0,58
Consultations	0,51	0,51	0,52	0,51	0,5	0,51	0,5	0,5	0,5
Dentaire	0,87	0,86	0,89	0,87	0,86	0,89	0,87	0,86	0,89
Pharmacie	0,67	0,66	0,68	0,67	0,66	0,68	0,68	0,67	0,69
Optique	0,87	0,86	0,88	0,86	0,85	0,87	0,86	0,85	0,86
Autre total	0,77	0,76	0,79	0,77	0,76	0,79	0,75	0,74	0,77
<i>Actes médicaux techniques</i>	0,79	0,78	0,8	0,79	0,78	0,8	0,77	0,76	²
<i>Analyses, appareillage</i>	0,81	0,79	0,83	0,81	0,79	0,83	0,8	0,78	0,81
<i>Transports, cures, etc.</i>	0,97	0,93	1	0,96	0,93	1	0,96	0,92	1
RACO									
Total Ambulatoire	0,57	0,57	0,58	0,57	0,57	0,57	0,56	0,55	0,56
Consultations	0,55	0,55	0,56	0,55	0,55	0,56	0,55	0,54	0,55
Dentaire	0,91	0,89	0,93	0,91	0,89	0,93	0,91	0,89	0,93
Pharmacie	0,64	0,64	0,64	0,64	0,63	0,64	0,62	0,62	0,63
Optique	0,87	0,86	0,88	0,87	0,86	0,87	0,86	0,85	0,87
Autre total	0,74	0,73	0,76	0,74	0,73	0,75	0,72	0,71	0,73
<i>Actes médicaux techniques</i>	0,79	0,78	0,81	0,79	0,77	0,81	0,78	0,76	0,8
<i>Analyses, appareillage</i>	0,79	0,77	0,81	0,79	0,77	0,8	0,77	0,75	0,78
<i>Transports, cures, etc.</i>	0,99	0,93	1	0,99	0,94	1	0,98	0,94	1
RACC									
Total Ambulatoire	0,76	0,75	0,77	0,75	0,74	0,76	0,75	0,74	0,76
Consultations	0,81	0,8	0,82	0,83	0,8	0,85	0,83	0,82	0,84
Dentaire	0,96	0,93	0,99	0,96	0,93	0,98	0,96	0,93	0,98
Pharmacie	0,68	0,67	0,69	0,68	0,66	0,69	0,67	0,66	0,69
Optique	0,91	0,89	0,92	0,91	0,89	0,92	0,9	0,89	0,92
Autre total	0,94	0,91	0,98	0,94	0,91	0,97	0,93	0,9	0,96
<i>Actes médicaux techniques</i>	0,96	0,92	1	0,96	0,92	0,99	0,96	0,92	0,99
<i>Analyses, appareillage</i>	0,97	0,91	1	0,97	0,92	1	0,96	0,92	1
<i>Transports, cures, etc.</i>	0,99	0,89	1	0,99	0,91	1	0,99	0,92	1

Note : Les indices de Gini sont calculés comme suit : $G = \frac{2 \times cov(y; r_y)}{\bar{y}}$; avec y la dépense, les RACO ou les RACC ; r_y le rang des individus ordonnés selon la variable y ; \bar{y} la moyenne de y . Les intervalles de confiance sont calculés par bootstrap.

Tableau A.3 - Concentration de la dépense, des RACO et des RACC selon le fait d'être exonéré du ticket modérateur en 2002, 2003 et 2005

	2002			2003			2005		
Part de la population									
Exonérée du TM		17,8%			18,6%			19,2%	
Non exonérée du TM		82,2%			81,4%			80,8%	
	Dépense	RACO	RACC	Dépense	RACO	RACC	Dépense	RACO	RACC
Ambulatoire									
Exonéré du TM	43%	23%	27%	46%	24%	28%	47%	24%	27%
Non exonérée du TM	57%	77%	73%	54%	76%	72%	53%	76%	73%
Consultations									
Exonéré du TM	34%	21%	28%	35%	22%	30%	35%	20%	28%
Non exonérée du TM	66%	79%	72%	65%	78%	70%	65%	80%	72%
Dentaire									
Exonéré du TM	18%	19%	21%	19%	20%	22%	20%	21%	23%
Non exonérée du TM	82%	81%	79%	81%	80%	78%	80%	79%	77%
Pharmacie									
Exonéré du TM	47%	25%	25%	50%	25%	26%	53%	25%	25%
Non exonérée du TM	53%	75%	75%	50%	75%	74%	47%	75%	75%
Optique									
Exonéré du TM	20%	21%	22%	22%	22%	23%	21%	21%	21%
Non exonérée du TM	80%	79%	78%	78%	78%	77%	79%	79%	79%
Autre Total									
Exonéré du TM	57%	30%	44%	59%	31%	44%	57%	30%	39%
Non exonérée du TM	43%	70%	56%	41%	69%	56%	43%	70%	61%
Actes médicaux techniques									
Exonéré du TM	50%	34%	51%	51%	35%	53%	47%	31%	45%
Non exonérée du TM	50%	66%	49%	49%	65%	47%	53%	69%	55%
Analyses, Appareillage									
Exonéré du TM	57%	29%	40%	60%	29%	39%	60%	29%	36%
Non exonérée du TM	43%	71%	60%	40%	71%	61%	40%	71%	64%
Transports, cures									
Exonéré du TM	67%	34%	36%	71%	35%	38%	66%	31%	31%
Non exonéré du TM	33%	66%	64%	29%	65%	62%	34%	69%	69%

Guide de lecture:

En 2002, les individus exonérés du ticket modérateur représentaient 17,8 % de la population d'étude et concentraient respectivement 43 % de la dépense ambulatoire et 23 % des RACO.

Tableau A.4 - Indices de concentration calculés en ordonnant les individus selon le niveau de leur dépense ambulatoire totale sur les années 2002, 2003 et 2005

	2002			2003			2005		
	IC	IC-	IC+	IC	IC-	IC+	IC	IC-	IC+
Dépenses									
Ambulatoires	0,58	0,57	0,59	0,58	0,58	0,59	0,58	0,57	0,58
Consultations	0,41	0,41	0,42	0,41	0,4	0,41	0,39	0,39	0,39
Dentaire	0,55	0,53	0,56	0,54	0,53	0,56	0,54	0,52	0,55
Pharmacie	0,59	0,58	0,6	0,59	0,58	0,6	0,6	0,59	0,61
Optique	0,41	0,4	0,42	0,41	0,4	0,41	0,39	0,38	0,39
Autre	0,69	0,68	0,71	0,7	0,68	0,71	0,68	0,67	0,69
Actes médicaux techniques	0,6	0,59	0,62	0,6	0,58	0,61	0,57	0,56	0,58
Analyses, appareillage	0,7	0,68	0,72	0,71	0,69	0,73	0,7	0,68	0,71
Transports, cures, etc.	0,84	0,8	0,89	0,84	0,8	0,87	0,81	0,77	0,85
RACO									
Ambulatoires	0,5	0,49	0,5	0,49	0,49	0,5	0,47	0,47	0,48
Consultations	0,37	0,36	0,37	0,35	0,34	0,36	0,32	0,32	0,33
Dentaire	0,62	0,6	0,63	0,61	0,6	0,63	0,6	0,58	0,62
Pharmacie	0,48	0,47	0,48	0,47	0,46	0,47	0,44	0,44	0,44
Optique	0,42	0,41	0,42	0,41	0,41	0,42	0,39	0,38	0,4
Autre	0,56	0,55	0,58	0,56	0,55	0,57	0,53	0,52	0,54
Actes médicaux techniques	0,52	0,5	0,53	0,51	0,49	0,53	0,49	0,47	0,5
Analyses, appareillage	0,56	0,55	0,58	0,56	0,55	0,58	0,54	0,52	0,55
Transports, cures, etc.	0,75	0,69	0,8	0,73	0,69	0,77	0,65	0,62	0,68
RACC									
Ambulatoires	0,6	0,59	0,61	0,59	0,58	0,6	0,57	0,56	0,58
Consultations	0,47	0,46	0,48	0,46	0,44	0,48	0,42	0,41	0,43
Dentaire	0,73	0,7	0,76	0,71	0,69	0,74	0,7	0,68	0,73
Pharmacie	0,49	0,49	0,5	0,48	0,47	0,49	0,47	0,45	0,48
Optique	0,47	0,46	0,48	0,45	0,44	0,47	0,43	0,42	0,44
Autre	0,74	0,71	0,77	0,73	0,7	0,76	0,7	0,68	0,73
Actes médicaux techniques	0,69	0,66	0,73	0,69	0,65	0,72	0,66	0,63	0,7
Analyses, appareillage	0,77	0,71	0,82	0,76	0,71	0,8	0,73	0,69	0,77
Transports, cures, etc.	0,79	0,68	0,89	0,77	0,69	0,84	0,67	0,61	0,73

Note : Les indices de concentration sont calculés comme suit : $IC = \frac{2 \times cov(x; r_y)}{\bar{x}}$; avec x la dépense, les RACO ou les RACC ; r_y le rang des individus ordonnés selon le niveau de leurs dépenses ambulatoires. Les intervalles de confiance sont calculés par bootstrap.

CHAPITRE 3

The Likely Effects of Employer-Mandated Complementary Health Insurance on Health Coverage in France

This chapter was published in Health Policy: “The likely effects of employer-mandated complementary health insurance on health coverage in France”, Pierre A., Jusot F., Health Policy, 2017, 121(3), 321-328.

1. Introduction

The goal of health insurance is to protect individuals against the risk of unexpected and catastrophic health expenditures. For efficiency and equity arguments, this protection is mainly assured by public health insurance that covers more than 70% of health expenditures in most OECD countries, with a notable exception in the US where it only reaches 49% (OCDE, 2017). However, public insurance is always partial since it concerns either a limited basket of care (e.g in Canada where drugs are out of the public system or in Spain and in the UK where services provided by private physicians are uncovered), a limited population (as in the US where public coverage only covers old, vulnerable and poor populations) or since it lets copayments on a quite large basket of care through coinsurance rates and deductibles (as in Belgium, in France or in Switzerland). As a consequence, private health insurances exist in most countries. They can be voluntary or compulsory through individual or employer mandates and their weight in health expenditure finance increases with the financial risk let by public coverage. Thus, private health insurances constitute a mainstay of the health system in the US where they cover 35% of health expenditures mainly as primary health insurance. It is also the case in nearly every country with a universal public health insurance system, especially where there is no out-of-pocket expenditures ceiling such as in Canada and in France where private health insurances cover 13% and 14% respectively of health expenditures (OCDE, 2017).

In France, the health insurance system is characterized by the presence of both public health insurance and Complementary Health Insurance (CHI) in the same 'basket of care'. Indeed, whereas public health insurance provides compulsory and universal health insurance that accounts for 77% of overall health expenditure, copayments vary according to the type of care (10% of regular fees for hospital care, 30% for physicians' visits, 85% for some drugs). Moreover, small deductibles exist for most types of care and extra fees can be particularly high for specialists, dental and optical care. Therefore out-of-pocket payments continuously increase with health care use and individuals with chronic illnesses can be faced with

catastrophic out-of-pocket expenditures left by the public scheme¹. The ability of public health insurance to guarantee equitable access to care and to protect the sickest and the poorest against financial burden related to diseases has been questioned and reforms have been suggested such as the introduction of a out-of-pocket payment threshold funded on income proportional taxes (Askenazy *et al.*, 2013; Briet and Fragonard, 2007; Debrand and Sorasith, 2010; Dourgnon *et al.*, 2013; Geoffard and Lagasnerie, 2013).

However, due to financial constraints, policy makers have chosen to increase access to CHI rather than simply increase the comprehensiveness of the public insurance program. Pursuing after all the will to achieve equity goals, they introduced two specific schemes designed for very low-income populations². Another way to develop CHI coverage on the overall population was to introduce tax and social contribution exemptions for employer-sponsored health insurance as early as 1985. In January 2013, they finally mandated all private sector employers to offer partially financed compulsory CHI to all of their employees beginning on January 1st, 2016. This mandate is an integral part of the “*Accord National Interprofessionnel*”, called the ANI reform, which also aimed to improve the portability of coverage for the unemployed for up to 12 months after the end of their last job (Franc and Pierre, 2015). This reform was part of a political will to promote a widespread quality access to CHI alongside the overall aim of reducing social health inequalities (Touraine, 2014). Indeed, in France, even if 95% of the population benefited from CHI in 2012 (Célan *et al.*, 2014), non-coverage rate is greatly higher among the poorest (Arnould and Vidal, 2008; Buchmueller *et al.*, 2002; Grignon and Kambia Chopin, 2009; Saliba and Ventelou, 2007). The inclusion threshold for the “*CMU-C*” scheme is 20% below the poverty line and the “*ACS*” scheme, that offers quite low voucher amounts and still remains poorly known (Guthmuller *et al.*, 2014). Moreover, CHI premiums can reach up to 10% of income for the poorest households (Jusot *et al.*, 2011; Kambia Chopin *et al.*, 2008) and the level of CHI coverage varies widely in the population according to income and the way individuals are insured: employer sponsored-CHI

¹ Despite the existence of a specific long term illness scheme called “Affection de Longue Durée” (ALD) which offers extra public coverage for care related to a limited number of diseases.

² The “Universal Complementary Health Insurance” (called CMU-C) and the Assistance in Financing Complementary Health Insurance” (called ACS), were introduced in 2000 and 2005, respectively.

coverage are on average more advantageous than contracts individually subscribed (Garnero and Le Palud, 2014).

However, we can consider the ability of mandating employers to offer health insurance to their employees to improve health insurance coverage and its equity can be discussed. Even if it limits the deadweight losses induced by taxation (Summers, 1989) and employers can negotiate better cost/quality premiums, regarding equity issue, it can be less equitable than standard public programs. Indeed, it excludes individuals who are out of the labour market and therefore who may be more frequently uninsured, economically deprived and in poor health. Moreover, since CHI premiums are not progressive, it does not constitute an instrument of redistribution contrary to social contribution and income taxation. Finally, such a mandate prevents employees from choosing their optimal level of coverage according to their budget constraints and their preferences. Indeed, a number of theoretical and empirical studies have highlighted the role of risk preferences in the decision to be uninsured (Arrow, 1963; Barsky et al., 1997; Butler, 1999; Chernenov et al., 1997; Cutler and Zeckhauser, 1999; Doiron et al., 2008; Hopkins and Kidd, 1996; Marquis and Long, 1995; Monheit and Vistnes, 2006).

Even if there are employer-provided health insurances in many countries, employer mandate is very rare. The employer mandate for companies over 50 employees in the US has just been implemented as an integral part of the Affordable Care Act but this reform has not yet been really evaluated. To our knowledge, only the employer mandate implemented in Hawaii in 1974 for full-time employees has been assessed (Buchmueller et al., 2011; Dick, Andrew W., n.d.; Lee et al., 2005). Those few studies focused on the impact of the reform on the wage and employment growth, as well as on insurance coverage but without analysing its impacts on inequalities in coverage related to socioeconomic status and need for healthcare. Moreover, no studies concern a country where public health insurance is universal and employer mandate would only concern complementary or supplementary health insurance. However, due to pressure on public budgets, it is very conducive for governments to set up mandates employers, in such health insurance models, in order to push some health spending from the public sector to the private sector.

This article provides a simulation of the likely effects of the ANI mandate implemented in 2016 on CHI coverage and related inequalities in the general population. It questions its capacity to generalize access to CHI, to improve coverage equity and to enable those who would like to be insured to benefit from a CHI coverage without constraining those who would prefer remaining uninsured. This work is based on data from the 2012 French Health, Health Care and Insurance survey (called “ESPS”), which is the latest available survey in France that provides information on insurance coverage, health status, socioeconomic characteristics as well as time and risk preferences. This *ex ante* evaluation of the ANI is the first one performed since this law has been negotiated by trade unions in counterpart of more flexibility on the labour market but without any discussion concerning its impact on health insurance (Franc and Pierre, 2015). This study, that should be of interest for French policy makers, completes the literature on the implication of employer-mandate on the generalisation of health insurance coverage and its equity.

Section 2 presents the context of the reform. Section 3 is dedicated to the method and the data. Results are presented in section 4. Section 5 discusses the results and concludes.

2. Context

2.1. CHI contracts in France

In France, CHI contracts can be purchased either through a private sector employer, whether one’s own or that of another member of the household, or individually for public sector employees, self-employed individuals and people out of employment. Before the ANI mandate, employer-provided CHI was voluntary for employers, voluntary or compulsory for employees, and sponsored by employers or not. According to the most recent public survey on “Group Complementary Social Protection”, 44% of private sector employers already offered CHI to their employees in 2009; 94% of them partially financed the premiums, on average covering 56% of the cost (Perronnin *et al.*, 2012). Additionally, 89% covered spouses and children through an additional premium paid by employees.

Overall, in 2012, 34.7% of the French population benefited from private sector employer-sponsored CHI either directly (16.2%) or through a household member's employer (18.5%), 53% benefited from individual CHI coverage, and 6% benefited from the CMU-C scheme (Célant *et al.*, 2014). As a result, 5% of the population was not covered by a CHI contract, and 20% of them were private sector employees. Among all uninsured, 53% explained that they could not afford insurance, and 12% stated that they did not wish to be insured.

2.2. The employer's mandate of the ANI law

In January 2013, the ANI was signed by the majority of trade unions with the aim of improving competitiveness of firms, employment protection and employee career paths'. In return for greater labour market flexibility, it includes two articles concerning employer-sponsored CHI. First, it mandates that all private sector employers offer compulsory CHI to their employees that will be at least half paid by the employers and respect minimum coverage requirements (full reimbursement of copayments computed on the basis of the National Public Health regulated prices and some extra fees for dental and optical care). Second, it extends the maximum duration of the portability coverage from 9 months to 12 months depending on the duration of the last employment contract, which allows former employees entitled to unemployment benefits to maintain their employer-sponsored CHI. Voted into law on June 14th, 2013, the mandate for employer-sponsored CHI went into effect on January 1st, 2016 (Franc and Pierre, 2015).

2.3. Employee exemptions

Several exemptions that already existed before the ANI law allow some employees to decline to subscribe to employer-provided CHI. It applies to employees who receive employer-sponsored CHI as a dependent of a member of their household, those who benefit from the public schemes, employees in short-term contracts of less than 12 months, part-time employees for whom the financial contribution to the premium would exceed 10% of their income and in

the case when both the employer-provided CHI has not been negotiated with trade unions and the premium is not fully paid by the employer.

3. Method

3.1. Analysis strategy

Our analysis proceeded in four parts. First, we described the non-coverage by CHI observed in 2012, that is to say, before the implementation of the law. Descriptive statistics were used in an attempt to analyse inequalities in non-coverage according to age, health status, socio-economic characteristics as well as time and risk preferences. A Probit model was run to highlight the main significant determinants of being uninsured. Confidence intervals at 5% were estimated using 500 bootstrapped samples. Second, we described the characteristics of the subpopulations targeted and not targeted by the ANI law. Third, we simulated the likely effects of the ANI law on the non-coverage rate of the whole population and on inequalities in coverage. Finally, we provided a description of the individuals who would gain CHI because of the reform and of those who would continue not to have it.

3.2. Data

The 2012 Health, Health Care and Insurance Survey is a representative survey of the French population that provides data on individuals' demographics, health status, socio-economic characteristics and CHI coverage. Our sample was composed of 22,980 individuals, 5% of whom were uninsured (table 1).

Three broad dimensions were considered as CHI coverage determinants: health risks, socio-economic status, and preferences related to risk and time. In addition to demographics, health risk is approximated by self-assessed health, by reporting having at least one chronic illness, and by the benefits of the “Affection de Longue Durée” (ALD) scheme, which proposes public extra coverage for treatments related to some specific long term diseases (cancer, diabetes,...). Socio-economic status was measured using the household income per consumption unit, employment status, a social vulnerability indicator that includes self-reported difficulties in

paying rent or liabilities and/or suffering from long-term isolation during the course of life, and an indicator that targets individuals anticipating the inability to manage without some form of material support if faced with financial difficulties. We approximated time and risk preferences through the following questions: 'In terms of your attitude regarding risk/the future, where would you place yourself on a scale from 0 to 10?' As previously done in the literature (Jusot and Khlal, 2013), we considered individuals who responded 8, 9 or 10 to the first question as those with the lowest risk aversion and those who responded 0, 1 or 2 to the second question as being present-oriented.

Table 1: Description of the sample and of the populations affected or not affected by the ANI law

	Sample	Private sector employees Open-ended	Unemployed Fixed term contract	Dependents <= 12 months	Rest of the population		Sample	Private sector employees Open-ended	Unemploye Fixed term contract	Dependents <= 12 months	Rest of the population		
CHI coverage							Employment status						
Without CHI	5.0	2.4	10.8	16.5	3.9	6.2	Employed	40.7	100	100	0	16.4	19.7
With CHI	94.4	97.4	87.5	82.3	95.5	93.3	Retired	21.3	0	0	0	4.0	46.3
Unknown	0.6	0.3	1.7	1.3	0.6	0.6	Unemployed	5.8	0	0	100	4.5	6.7
All	100	100	100	100	100	100	Students	25.8	0	0	0	69.2	16.3
Gender							Income per CU per month						
Male	47.8	53.4	49.2	50.0	47.9	44.5	House wife/husband	3.9	0	0	0	4.3	6.1
Female	52.2	46.6	50.8	50.0	52.1	55.5	Other inactives	2.4	0	0	0	1.4	4.6
All	100	100	100	100	100	100	Unknown	0.2	0	0	0	0.1	0.3
Age							Indicator of social vulnerability*						
-18 years old	22.4	0	2.5	0	60.8	13.4	Yes	14.3	11.9	18.7	22.5	10.1	16.5
18/30 years old	14.2	17.6	47.3	42.2	13.3	8.9	No	57	56.9	50.2	38.2	56.5	58.7
31/40 years old	13.5	29.0	21.7	23.8	7.8	7.5	Unknown	28.6	31.2	31.1	39.3	33.4	24.8
41/50 years old	13.2	28.0	14.7	17.2	7.6	8.4	All	100	100	100	100	100	100
51/60 years old	13.3	23.5	12.2	16.3	7.1	11.6	Material assistance from family or friends*						
61/70 years old	11.2	1.9	1.3	0.5	3.1	22.5	Yes	50.8	52.1	52.6	42.6	54.1	49.1
70/80 years old	6.6	0	0	0	0.2	14.8	No	12.3	9.8	10.8	12.0	7.0	15.8
+ 80 years old	5.6	0	0.4	0	0	12.8	Yes but dare not ask	7.6	6.2	5.4	6.5	5.3	9.4
All	100	100	100	100	100	100	Unknown	29.3	31.9	31.2	38.9	33.5	25.7
Perceived health							Risk preferences*						
Very good	21.2	21.3	23.1	18.2	30.4	15.4	Most risk-averse	65.3	63.0	60.2	53.4	60.0	69.4
Good	32.6	39.3	37.6	34.6	27.6	31.5	Less risk-averse	5.5	5.2	8.5	5.8	6.7	5.0
Fair	17.5	15.5	14.9	18.2	7.7	24.7	Unknown	29.2	31.8	31.3	40.8	33.3	25.6
Poor/Very poor	5.3	2.5	1.7	3.6	1.4	9.6	All	100	100	100	100	100	100
Unknown	23.5	21.4	22.7	25.3	32.8	18.9	Time preferences*						
All	100	100	100	100	100	100	Futur oriented	60.8	62.7	60.5	52.1	58.9	60.6
ALD							Number of individuals						
With ALD	16.1	8.3	7.1	9.4	5.8	27.8	Present oriented	9.7	5.4	8.2	7.1	7.7	13.3
Without ALD	83.3	91.1	92.5	90.3	93.8	71.6	Unknown	29.5	31.9	31.2	40.8	33.4	26.1
Unknown	0.5	0.7	0.4	0.3	0.4	0.6	All	100	100	100	100	100	100
All	100	100	100	100	100	100	% of the population						
Chronic illness													
With	25.2	20.8	17.5	21.5	12.5	36.2							
Without	49.1	55.9	57.7	51.2	52.5	42.6							
Unknown	25.7	23.3	24.8	27.3	34.9	21.3							
All	100	100	100	100	100	100							
Number of individuals													
Number of individuals	22980	5397	915	376	6793	9499							
% of the population	100%	23.9%	3.7%	1.6%	27.0%	43.8%							

*Among those 15 years old and older. Non-responses come from failing to return the self-administered questionnaire in which those questions were asked.

3.3. Simulations and assumptions

Simulation of the CHI status

To simulate the CHI status of individuals after the reform, we consider that all individuals affected by the reform will be insured after its implementation. We therefore change the CHI status of those uninsured before the law (and affected by it) as “being insured”. We consider that all other individual characteristics remain unchanged.

These choices are related to several assumptions. First, we assume that all employers will be compliant with the law. Indeed, even if it increases marginally labour costs, the ANI agreement has been signed by representatives of both employers and employees. Moreover, employer participations to payment premiums are exempted from social taxes. We therefore assume that employment status, income, and health are exogenous with respect to the employer mandate. This latter assumption implies that the mandate will have no impact on labour supply and/or demand, which is quite consistent with other French research (Albouy and Crépon, 2007). Indeed, in France, the cost of CHI is relatively small compared to total compensation and the labour market is not very flexible as the minimum wage is one of the highest in Europe (Observatoire des inégalités, 2011). Finally, even if being insured allows a better access to health care (Dourgnon *et al.*, 2001; Finkelstein *et al.*, 2011; Newhouse and Group, 1993), potential changes on health status will take time.

Considering these assumptions, our work corresponds to an evaluation of the ANI reform on CHI coverage based on a counterfactual analysis of the situation of individuals in 2012.

Law enforcement scenarios

Three categories of individuals were identified as being affected by the law: 1) private sector employees directly affected by the employer mandate, 2) former private sector employees unemployed for fewer than twelve months directly affected by portability coverage and 3) dependents of employees and former employees potentially indirectly affected by the ANI law.

Indeed, although they are not mandated to do it, most employers currently provide contracts that offer the possibility to include employees' spouses and children under 26 years old who are students or economically inactive (Perronnin *et al.*, 2012).

Thus, we considered three law enforcement scenarios. **Scenario (1)** evaluated only the impact of the generalization of employer-sponsored CHI for all private sectors employees who are the only ones to compulsorily take out CHI. **Scenario (1+2)** also accounted for the portability coverage of former employees. **Scenario (1+2+3)** also included employees' dependents.

Assumptions about employees' exemptions

To simulate the non-coverage rate, we firstly assume that no employee will be exempted from the employer-sponsored CHI introduced by the ANI law, ignoring the fact that employees on fixed-term employment contracts under 12 months can be exempted to subscribe to it without being covered otherwise. However, they are likely to request exemptions due to the transaction costs related to the temporary nature of their employment contracts and the fact that they can face a high employee contribution relative to their health risks. Our database provides information on the nature of employment contract but the length of fixed-term contract is not known. Given that in France, fixed-term employment contracts are limited to 18 months by the law and considering that only 21% of them last for more than one month (Dares, 2014), we then assume in an alternative scenario that all employees on temporary employment contracts would be exempted from the employer-sponsored CHI such that their CHI status will remain the same as observed in 2012 after the reform.

The other employee's exemptions are not considered in this work. However, they are not supposed to impact the non-coverage rate as most of them are conditional on being covered otherwise (as a dependant of an employer-sponsored CHI of a member of the household for example). Only the exemption that targets part-time employees for whom the financial contribution to the premium would exceed 10% of their gross income could also impact the non-coverage rate. However, for a part-time employee (60% for example) paid at the minimum wage, the employee contribution should be over 85.6€ to benefit from this exemption. The

total CHI premium should thus be over 171€ (if one assumes the lowest employer contribution required by law, 50% of the cost of the contract), which is largely higher than collective CHI premiums observed by the health ministry (Garnero and Le Palud, 2014). We therefore consider that this exemption could not be granted to a lot of employees.

4. Results

4.1. Non-coverage in 2012

Among the whole population, the non-coverage rate was on average 5% in 2012. It was particularly high among individuals between 18 and 30 years old as well as for those aged 80 and over (8% and 6.8%, respectively, table 2). Nearly 10% of individuals with poor or very poor health were uninsured versus 4.6% of those with very good health. Consistent with previous studies, access to complementary health insurance is strongly related to socioeconomic status (Arnould and Vidal, 2008; Buchmueller and Couffinhal, 2004; Grignon and Kambia Chopin, 2009; Jusot *et al.*, 2011; Saliba and Ventelou, 2007). In 2012, non-coverage was more common among low-income individuals (14.1% versus 3.6% among the more well-off) and the socially vulnerable. Regarding employment status, 13.7% of the unemployed, 8.9% of homemakers and 11.6% of other economically inactive individuals were uninsured, compared to 3.6% of employed people. As a result, socio-economic status, and especially income, is the main dimension associated with the probability of not having CHI in 2012 (table 3). All things being equal, the probability of being uninsured is 10.2 percentage points higher for the poorest compared to the richest and 4.1 percentage points higher for the unemployed compared to the employed. Moreover, we show for the first time in France that time and risk preferences are associated with being insured by CHI. More precisely, the non-coverage rate reaches 8.1% for individuals with low risk aversion (versus 4.4% for the others, table 2) and 7.3% for those with a strong preference for the present (versus 4.2% for the others), and these associations were significant with all other things being equal (table 3).

Table 2: Non-coverage rates observed in 2012 and simulated in the entire population

	Observed		Simulated, assuming no employee exemptions						Simulated, assuming that all employees in short terms contract will be exempted					
	In 2012		Scenario (1)		Scenario (1+2)		Scenario (1+2+3)		Scenario (1)		Scenario (1+2)		Scenario (1+2+3)	
	% NC	IC 95	% NC	IC 95	% NC	IC 95	% NC	IC 95	% NC	IC 95	% NC	IC 95	% NC	IC 95
Gender														
Male	5.8	[5.3 ; 6.3]	4.5	[4.1 ; 4.9]	4.2	[3.7 ; 4.6]	3.1	[2.7 ; 3.5]	5.0	[4.5 ; 5.5]	4.7	[4.2 ; 5.1]	3.6	[3.2 ; 4.0]
Female	4.3	[3.9 ; 4.7]	3.5	[3.2 ; 3.9]	3.3	[3.0 ; 3.7]	2.3	[2.0 ; 2.6]	3.9	[3.5 ; 4.2]	3.6	[3.3 ; 4.0]	2.6	[2.2 ; 2.9]
Age														
- 18 years old	4.0	[3.4 ; 4.6]	4.0	[3.4 ; 4.6]	4.0	[3.4 ; 4.6]	1.3	[1.0 ; 1.7]	4.0	[3.4 ; 4.6]	4.0	[3.4 ; 4.6]	1.6	[1.2 ; 2.0]
18/30 years old	8.0	[7.0 ; 8.9]	5.6	[4.8 ; 6.3]	4.5	[3.8 ; 5.2]	3.2	[2.5 ; 3.8]	6.9	[6.0 ; 7.9]	5.9	[5.1 ; 6.8]	4.5	[3.8 ; 5.3]
31/40 years old	4.9	[4.0 ; 5.8]	3.2	[2.4 ; 3.9]	2.5	[1.8 ; 3.2]	1.9	[1.2 ; 2.5]	3.9	[3.1 ; 4.8]	3.3	[2.5 ; 4.0]	2.3	[1.6 ; 3.0]
41/50 years old	4.6	[3.7 ; 5.5]	2.7	[2.1 ; 3.4]	2.6	[1.9 ; 3.2]	2.0	[1.4 ; 2.7]	3.2	[2.5 ; 3.9]	3.1	[2.3 ; 3.8]	2.4	[1.8 ; 3.1]
51/60 years old	4.2	[3.5 ; 5.0]	2.9	[2.3 ; 3.6]	2.9	[2.3 ; 3.5]	2.4	[1.8 ; 3.0]	3.2	[2.6 ; 3.9]	3.2	[2.5 ; 3.8]	2.6	[2.0 ; 3.2]
61/70 years old	4.2	[3.3 ; 5.1]	4.1	[3.2 ; 5.0]	4.1	[3.2 ; 5.0]	3.8	[2.9 ; 4.7]	4.1	[3.2 ; 5.0]	4.1	[3.2 ; 5.0]	3.9	[3.0 ; 4.8]
70/80 years old	4.3	[3.1 ; 5.4]	4.3	[3.1 ; 5.4]	4.3	[3.1 ; 5.4]	4.3	[3.1 ; 5.4]	4.3	[3.1 ; 5.4]	4.3	[3.1 ; 5.4]	4.3	[3.1 ; 5.4]
more than 80 years old	6.8	[5.0 ; 8.6]	6.8	[5.0 ; 8.6]	6.8	[5.0 ; 8.6]	6.8	[5.0 ; 8.6]	6.8	[5.0 ; 8.6]	6.8	[5.0 ; 8.6]	6.8	[5.0 ; 8.6]
Perceived health														
Very good	4.6	[4.0 ; 5.3]	3.5	[2.9 ; 4.0]	3.3	[2.8 ; 3.8]	1.8	[1.4 ; 2.2]	3.9	[3.4 ; 4.5]	3.7	[3.2 ; 4.3]	2.4	[1.9 ; 2.8]
Good	4.0	[3.5 ; 4.5]	3.1	[2.6 ; 3.6]	2.8	[2.3 ; 3.2]	2.1	[1.7 ; 2.5]	3.5	[3.1 ; 4.0]	3.2	[2.8 ; 3.7]	2.4	[2.0 ; 2.8]
Fair	4.8	[4.0 ; 5.6]	3.9	[3.2 ; 4.7]	3.7	[3.0 ; 4.4]	3.1	[2.5 ; 3.8]	4.2	[3.4 ; 5.0]	3.9	[3.2 ; 4.7]	3.4	[2.7 ; 4.1]
Poor/very poor	9.9	[7.6 ; 12.1]	8.8	[6.7 ; 10.9]	8.8	[6.7 ; 10.9]	8.1	[6.0 ; 10.1]	9.3	[7.2 ; 11.5]	9.3	[7.2 ; 11.5]	8.7	[6.5 ; 10.8]
Unknown	5.8	[5.2 ; 6.5]	4.7	[4.1 ; 5.2]	4.4	[3.8 ; 4.9]	2.8	[2.3 ; 3.2]	5.0	[4.5 ; 5.6]	4.7	[4.2 ; 5.3]	3.2	[2.7 ; 3.7]
ALD														
With ALD	6.2	[5.3 ; 7.2]	5.7	[4.8 ; 6.7]	5.6	[4.7 ; 6.5]	5.2	[4.3 ; 6.1]	6.0	[5.0 ; 6.9]	5.8	[4.9 ; 6.7]	5.4	[4.5 ; 6.3]
Without ALD	4.8	[4.4 ; 5.1]	3.7	[3.4 ; 4.0]	3.4	[3.1 ; 3.7]	2.2	[2.0 ; 2.4]	4.1	[3.8 ; 4.4]	3.8	[3.5 ; 4.1]	2.6	[2.4 ; 2.9]
Unknown	3.8	[0.8 ; 6.8]	3.4	[0.5 ; 6.3]	3.4	[0.5 ; 6.3]	3.4	[0.5 ; 6.3]	3.4	[0.5 ; 6.3]	3.4	[0.5 ; 6.3]	3.4	[0.5 ; 6.3]
Chronic illness														
With a chronic illness	5.0	[4.3 ; 5.7]	4.4	[3.8 ; 5.0]	4.2	[3.6 ; 4.8]	3.8	[3.2 ; 4.4]	4.7	[4.0 ; 5.3]	4.5	[3.9 ; 5.1]	4.1	[3.5 ; 4.7]
Without a chronic illness	4.5	[4.1 ; 5.0]	3.4	[3.0 ; 3.8]	3.1	[2.7 ; 3.5]	2.0	[1.7 ; 2.3]	3.9	[3.4 ; 4.3]	3.6	[3.2 ; 4.0]	2.5	[2.1 ; 2.8]
Unknown	5.9	[5.3 ; 6.5]	4.7	[4.2 ; 5.3]	4.4	[3.9 ; 5.0]	2.8	[2.4 ; 3.3]	5.1	[4.6 ; 5.7]	4.9	[4.3 ; 5.4]	3.3	[2.8 ; 3.8]

Note: Confidence intervals were computed by bootstrap.

Table 2 follows on next page

Table 2 continued: Non-coverage rates observed in 2012 and simulated in the entire population

	Observed		Simulated. assuming no employee exemptions			Simulated. assuming that all employees in short terms contract will be exempted								
	In 2012		Scenario (1)		Scenario (1+2)		Scenario (1+2+3)		Scenario (1)		Scenario (1+2)		Scenario (1+2+3)	
	% NC	IC 95	% NC	IC 95	% NC	IC 95	% NC	IC 95	% NC	IC 95	% NC	IC 95	% NC	IC 95
Employment status														
Employed	3.6	[3.2 ; 4.1]	1.2	[0.9 ; 1.4]	1.2	[0.9 ; 1.4]	0.9	[0.7 ; 1.2]	2.1	[1.8 ; 2.5]	2.1	[1.8 ; 2.5]	1.7	[1.4 ; 2.0]
Retired	4.6	[3.9 ; 5.3]	4.6	[3.9 ; 5.3]	4.6	[3.9 ; 5.3]	4.4	[3.7 ; 5.1]	4.6	[3.9 ; 5.3]	4.6	[3.9 ; 5.3]	4.5	[3.8 ; 5.2]
Unemployed	13.7	[11.5 ; 15.8]	13.7	[11.5 ; 15.8]	9.0	[7.3 ; 10.8]	7.1	[5.5 ; 8.7]	13.7	[11.5 ; 15.8]	9.0	[7.3 ; 10.8]	7.4	[5.7 ; 9.0]
Students	4.3	[3.7 ; 4.8]	4.3	[3.7 ; 4.8]	4.2	[3.7 ; 4.8]	1.6	[1.2 ; 1.9]	4.3	[3.7 ; 4.8]	4.3	[3.7 ; 4.8]	1.8	[1.5 ; 2.2]
House wife/husband	8.9	[6.8 ; 10.9]	8.9	[6.8 ; 10.9]	8.9	[6.8 ; 10.9]	6.6	[4.8 ; 8.5]	8.9	[6.8 ; 10.9]	8.9	[6.8 ; 10.9]	6.9	[5.0 ; 8.8]
Other inactives	11.6	[8.6 ; 14.5]	11.6	[8.6 ; 14.5]	11.6	[8.6 ; 14.5]	10.4	[7.5 ; 13.2]	11.6	[8.6 ; 14.5]	11.6	[8.6 ; 14.5]	10.4	[7.5 ; 13.2]
Not known	20.8	[7.8 ; 33.9]	20.8	[7.8 ; 33.9]	20.8	[7.8 ; 33.9]	17.8	[6.1 ; 29.5]	20.8	[7.8 ; 33.9]	20.8	[7.8 ; 33.9]	17.8	[6.1 ; 29.5]
Income per CU														
<= 650€	14.1	[12.0 ; 16.3]	13.1	[11.0 ; 15.2]	12.7	[10.6 ; 14.8]	10.2	[8.2 ; 12.1]	13.6	[11.5 ; 15.7]	13.2	[11.1 ; 15.3]	10.8	[8.8 ; 12.8]
651€ / 1,000€	8.6	[7.4 ; 9.7]	7.4	[6.3 ; 8.4]	6.8	[5.8 ; 7.8]	4.7	[3.8 ; 5.5]	7.9	[6.8 ; 9.0]	7.3	[6.2 ; 8.3]	5.3	[4.4 ; 6.2]
1,001€ / 1,400€	4.4	[3.7 ; 5.1]	3.5	[2.8 ; 4.1]	3.2	[2.6 ; 3.8]	2.4	[1.9 ; 2.9]	3.8	[3.2 ; 4.5]	3.6	[3.0 ; 4.2]	2.7	[2.2 ; 3.3]
1,401€ / 2,000€	2.7	[2.1 ; 3.3]	1.7	[1.3 ; 2.2]	1.7	[1.2 ; 2.1]	1.4	[0.9 ; 1.8]	2.2	[1.7 ; 2.7]	2.1	[1.6 ; 2.6]	1.7	[1.3 ; 2.2]
2,001€ / 3,000€	1.6	[1.0 ; 2.1]	0.7	[0.3 ; 1.1]	0.7	[0.3 ; 1.1]	0.4	[0.1 ; 0.8]	0.9	[0.5 ; 1.4]	0.9	[0.5 ; 1.4]	0.7	[0.3 ; 1.1]
>= 3,000€	3.6	[2.3 ; 5.0]	2.9	[1.7 ; 4.0]	2.4	[1.3 ; 3.5]	1.5	[0.6 ; 2.3]	3.2	[2.0 ; 4.5]	2.7	[1.6 ; 3.8]	1.7	[0.7 ; 2.6]
Unknown	5.4	[4.8 ; 6.0]	4.3	[3.7 ; 4.9]	3.9	[3.4 ; 4.5]	2.6	[2.2 ; 3.1]	4.7	[4.1 ; 5.3]	4.4	[3.8 ; 5.0]	3.1	[2.6 ; 3.6]
Indicator of social vulnerability*														
Yes	9.0	[7.7 ; 10.2]	6.9	[5.8 ; 8.0]	6.3	[5.2 ; 7.3]	5.6	[4.6 ; 6.7]	7.8	[6.6 ; 9.0]	7.2	[6.1 ; 8.4]	6.5	[5.3 ; 7.6]
No	3.6	[3.2 ; 4.0]	2.7	[2.4 ; 3.1]	2.6	[2.2 ; 2.9]	2.1	[1.8 ; 2.4]	3.1	[2.7 ; 3.5]	2.9	[2.6 ; 3.3]	2.4	[2.1 ; 2.8]
Not known	6.6	[5.9 ; 7.4]	5.0	[4.4 ; 5.7]	4.5	[3.9 ; 5.1]	3.6	[3.0 ; 4.1]	5.6	[4.9 ; 6.2]	5.0	[4.4 ; 5.7]	4.1	[3.5 ; 4.7]
Material assistance from family or friends*														
Yes	4.1	[3.6 ; 4.5]	3.0	[2.6 ; 3.4]	2.8	[2.4 ; 3.1]	2.3	[1.9 ; 2.6]	3.5	[3.1 ; 3.9]	3.3	[2.8 ; 3.7]	2.7	[2.3 ; 3.1]
No	7.1	[5.8 ; 8.4]	5.7	[4.5 ; 6.8]	5.3	[4.2 ; 6.5]	4.7	[3.7 ; 5.8]	6.3	[5.1 ; 7.6]	6.0	[4.8 ; 7.2]	5.4	[4.2 ; 6.5]
Yes but dare not ask	5.0	[3.8 ; 6.3]	4.2	[3.1 ; 5.3]	3.9	[2.8 ; 4.9]	3.4	[2.4 ; 4.4]	4.3	[3.2 ; 5.4]	4.0	[2.9 ; 5.0]	3.5	[2.5 ; 4.5]
Not known	6.5	[5.8 ; 7.2]	5.0	[4.3 ; 5.6]	4.5	[3.8 ; 5.1]	3.6	[3.0 ; 4.1]	5.5	[4.8 ; 6.1]	5.0	[4.4 ; 5.6]	4.1	[3.5 ; 4.6]
Risk preferences*														
Less risk-averse	8.1	[6.0 ; 10.1]	4.9	[3.3 ; 6.6]	4.7	[3.0 ; 6.4]	4.0	[2.4 ; 5.5]	6.6	[4.7 ; 8.5]	6.4	[4.5 ; 8.2]	5.5	[3.8 ; 7.3]
Most risk-averse	4.4	[4.0 ; 4.8]	3.5	[3.1 ; 3.8]	3.2	[2.8 ; 3.6]	2.7	[2.4 ; 3.1]	3.8	[3.5 ; 4.2]	3.6	[3.2 ; 4.0]	3.1	[2.7 ; 3.4]
Not known	6.6	[5.9 ; 7.3]	5.0	[4.4 ; 5.6]	4.5	[3.9 ; 5.0]	3.6	[3.0 ; 4.1]	5.5	[4.9 ; 6.2]	5.0	[4.4 ; 5.6]	4.0	[3.5 ; 4.6]
Time preferences*														
For the present	7.3	[5.9 ; 8.7]	5.7	[4.5 ; 6.9]	5.6	[4.4 ; 6.8]	4.9	[3.7 ; 6.1]	6.6	[5.3 ; 8.0]	6.5	[5.2 ; 7.9]	5.7	[4.4 ; 7.0]
For the futur	4.2	[3.8 ; 4.7]	3.2	[2.9 ; 3.6]	3.0	[2.6 ; 3.3]	2.5	[2.1 ; 2.8]	3.6	[3.2 ; 4.0]	3.4	[3.0 ; 3.8]	2.9	[2.5 ; 3.2]
Not known	6.6	[5.9 ; 7.3]	5.0	[4.4 ; 5.6]	4.5	[3.9 ; 5.0]	3.6	[3.0 ; 4.1]	5.5	[4.9 ; 6.2]	5.0	[4.4 ; 5.6]	4.1	[3.5 ; 4.7]
Total	5.0	[4.7 ; 5.3]	4.0	[3.7 ; 4.3]	3.7	[3.4 ; 4.0]	2.7	[2.4 ; 2.9]	4.4	[4.1 ; 4.7]	4.1	[3.8 ; 4.4]	3.1	[2.8 ; 3.3]
Among + 15 years old	5.2	[4.9 ; 5.6]	4.0	[3.7 ; 4.3]	3.7	[3.4 ; 4.0]	3.0	[2.7 ; 3.3]	4.5	[4.2 ; 4.8]	4.2	[3.8 ; 4.5]	3.5	[3.2 ; 3.8]
Among uninsured in 2012	100	[100 ; 100]	79.9	[77.3 ; 82.4]	74.5	[71.8 ; 77.2]	53.5	[50.4 ; 56.7]	87.9	[85.9 ; 90.0]	82.6	[80.2 ; 84.9]	61.8	[58.7 ; 64.8]

Note: Confidence intervals were computed by bootstrap. *Among those 15 years old and older.

Table 3: Modelling of non-coverage among the entire population

	Observed	Simulated, assuming no exemptions			Simulated, assuming exemptions		
	In 2012 EM Pr.	S(1) EM Pr.	S(1+2) EM Pr.	S(1+2+3) EM Pr.	S(1) EM Pr.	S(1+2) EM Pr.	S(1+2+3) EM Pr.
Gender - Ref: Male							
Female	-1.2 ***	-0.8 ***	-0.7 ***	-0.7 ***	-1.0 ***	-0.9 ***	-0.9 ***
Age - Ref: 51-60 years old							
- 18 years old	2.0 ns	0.8 ns	0.5 ns	0.4 ns	2.1 *	1.8 ns	1.7 ns
18/30 years old	4.2 ***	2.1 **	1.6 **	0.8 *	4.1 ***	3.5 ***	2.6 ***
31/40 years old	1.2 ns	0.7 ns	0.2 ns	-0.0 ns	1.3 *	0.8 ns	0.3 ns
41/50 years old	0.4 ns	0.2 ns	0.1 ns	-0.1 ns	0.2 ns	0.1 ns	-0.0 ns
61/70 years old	0.5 ns	0.4 ns	0.3 ns	0.8 ns	0.4 ns	0.4 ns	1.0 ns
71/80 years old	0.9 ns	0.6 ns	0.5 ns	1.2 ns	0.7 ns	0.6 ns	1.4 ns
+ 80 years old	2.9 *	2.1 *	1.9 *	2.6 **	2.4 *	2.2 *	3.0 **
With ALD - Ref: No							
Yes	0.3 ns	0.2 ns	0.3 ns	0.2 ns	0.4 ns	0.4 ns	0.3 ns
Not known	-1.6 ns	-0.7 ns	-0.5 ns	0.2 ns	-1.2 ns	-1.0 ns	-0.1 ns
Chronic illness - Ref: No							
Yes	-0.9 *	-0.5 ns	-0.4 ns	-0.1 ns	-0.6 ns	-0.5 ns	-0.2 ns
Not known	0.4 ns	0.5 ns	0.6 ns	0.5 ns	0.7 ns	0.9 ns	0.5 ns
Perceived health - Ref: Very good/good							
Fair	0.2 ns	0.1 ns	0.0 ns	-0.1 ns	-0.0 ns	-0.0 ns	-0.1 ns
Poor/very poor	2.3 *	1.4 *	1.5 *	0.7 ns	1.7 *	1.8 *	1.1 ns
Not known	-0.2 ns	-0.3 ns	-0.4 ns	-0.2 ns	-0.5 ns	-0.6 ns	-0.2 ns
Employment status - Ref: Employed							
Retired	1.4 ns	5.4 ***	5.0 ***	2.6 ***	3.8 ***	3.4 ***	2.0 **
Unemployed	4.1 ***	11.2 ***	7.2 ***	4.1 ***	7.0 ***	3.8 ***	2.2 ***
School children; students	-0.8 ns	3.5 ***	3.5 ***	1.1 *	1.0 ns	1.0 ns	-0.3 ns
House wife/husband	3.2 **	9.2 ***	8.6 ***	4.7 ***	6.2 ***	5.7 ***	3.4 ***
Other economically inactive	4.6 ***	11.4 ***	10.6 ***	7.4 ***	7.9 ***	7.3 ***	5.4 ***
Not known	12.9 *	23.2 **	23.1 **	17.6 **	17.7 **	17.5 **	13.5 *
Income per CU - Ref: Over 2,000€							
Less than or equal to 650€	10.2 ***	8.0 ***	8.9 ***	8.1 ***	9.5 ***	10.4 ***	9.7 ***
Between 651€ and 1,200€	7.1 ***	5.5 ***	5.7 ***	3.8 ***	6.5 ***	6.7 ***	4.9 ***
Between 1,201€ and 1,400€	2.5 ***	2.3 ***	2.4 **	2.0 ***	2.6 ***	2.8 ***	2.3 ***
Between 1,401€ and 2,000€	0.7 ns	0.4 ns	0.6 ns	0.7 ns	0.8 ns	0.9 ns	1.0 ns
Not known	3.4 ***	2.9 ***	3.0 ***	2.0 ***	3.4 ***	3.5 ***	2.5 ***
Indicator of social vulnerability - Ref: No							
Yes	3.2 ***	1.7 ***	1.5 **	1.2 ***	2.5 ***	2.3 ***	1.7 ***
Not known	1.8 **	1.6 **	1.5 **	1.0 *	1.8 **	1.7 **	1.1 *
Material assistance from family or friends - Ref: Yes							
No	1.0 ns	0.6 ns	0.5 ns	0.3 ns	0.8 ns	0.8 ns	0.4 ns
Yes but dare not ask	0.7 ns	0.6 ns	0.5 ns	0.4 ns	0.4 ns	0.3 ns	0.2 ns
Not known	-0.7 ns	-0.6 ns	-0.5 ns	-1.1 ***	-0.6 ns	-0.5 ns	-1.2 **
Time preferences - Ref: For the future							
For the present	1.1 *	0.5 ns	0.6 ns	0.3 ns	0.9 ns	0.9 *	0.5 ns
Not known	0.9 ns	0.1 ns	0.1 ns	0.5 ns	0.7 ns	0.7 ns	1.0 ns
Risk preferences - Ref: Most risk-averse							
Less risk-averse	1.6 *	0.2 ns	0.4 ns	0.6 ns	1.0 ns	1.2 ns	1.2 *
Not known	-0.2 ns	-0.0 ns	-0.1 ns	-0.5 ns	-0.5 ns	-0.6 ns	-1.0 ns
Pr(Y=1/X=mean)	0.051	0.041	0.038	0.026	0.045	0.042	0.030

EM: Marginal effect calculated in points; Pr: Probability that the marginal effect is equal to 0.

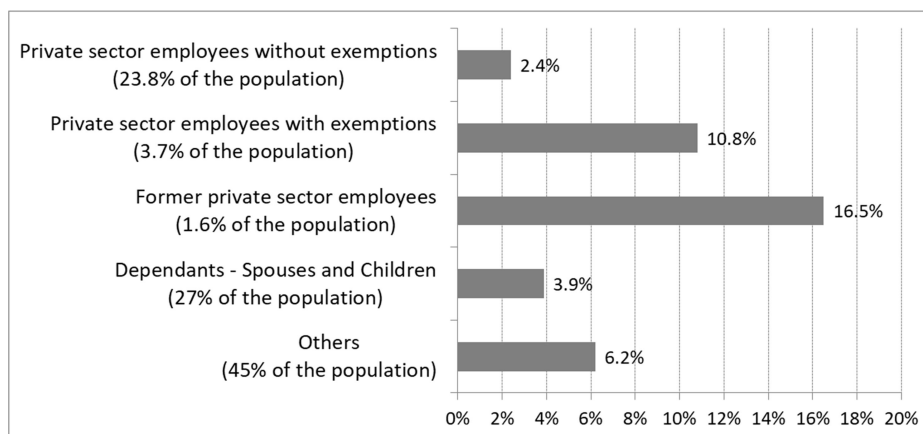
***: $p < 0.001$; **: $0.001 < p < 0.01$; *: $0.01 < p < 0.05$

4.2. Characteristics of the targeted populations

Nearly 55% of the population will be either directly or indirectly targeted sub-populations of the ANI law (Table 1). Private sector employees with open-ended contracts, the target of the generalisation of the employer-sponsored CHI without exemptions, correspond to 23.9% of the population. Those with fixed-term contracts, who can benefit from exemptions, count for 3.7%. Former private sector employees who were unemployed less than twelve months and are targeted by the extension of the portability coverage, represent only 1.6% of the population. Dependents, who could indirectly benefit from the ANI law, represent 27% of the population.

Private sector employees with open-ended contracts, who represent the large part of the people targeted by the law, and who cannot be exempted from CHI coverage, are less often uninsured than employees with fixed-term contracts (2.4% versus 10.8%, Graph 1). The situation was particularly worrying for the unemployed affected by portability coverage as 16.5% of them were without CHI in 2012. The non-coverage rate was 3.9% among potential dependents and reached 6.2% among those who were neither directly nor indirectly targeted by the law.

Graph 1: Non coverage rate according to the ANI targeted populations



Beyond the CHI status, one can see that people affected by the law are younger and in better health than those not affected by the law. Indeed, individuals who reported very good or good health make up 61% of private sectors employees (whatever the length of the contract), compared to 53% of individuals unemployed less than 12 months and 58% of the potential dependents versus 47% of the rest of the population. Private sector employees with open-ended contracts are also richer than those with fixed contracts: individuals with an income under 1,000€ per CU by month count for 8% of the open-ended contract population versus 20% of those with a fixed-term contract, 25% of the individuals unemployed less than 12 months, and 26% of the rest of the population. Finally, individuals with lower risk aversion and those with a higher preference for the present are more often represented among private sector employees with a fixed-term contract, that is to say those who can be exempted from employer-sponsored CHI. These results reveal that the ANI law clearly does not target the most vulnerable people. Indeed, even if some individuals count for the poorest, they represent a very small part of the overall population targeted by the law as well as of the most deprived. They can otherwise benefit more often from exemptions, which make uncertain their gain of CHI coverage. However, as exemptions can also be more often asked from people with the lower risk aversion, it is not obvious that the significant link between risk aversion and CHI coverage disappear.

4.3. The simulation of the effects of ANI on non-coverage rates

The whole expected non-coverage rate

For the whole population, and under the assumption that no private sector employee will be exempted from the employer-sponsored CHI introduced after the mandate, results showed that the law would significantly but slightly reduce the non-coverage rate from 5% to 4% in scenario (1) and 3.7% in scenario (1+2) [table 4]. Thus, among the individuals without coverage in 2012, 79.9% and 74.5%, respectively, will remain uninsured. Only scenario (1+2+3), which accounts for dependents, would result in a significant drop in non-coverage rates, even though 2.7% of the population and more than half of the individuals without CHI in 2012 would remain uncovered after the law.

Accounting for likely exemptions by short-term employees caused an increase of 0.4 point in the non-coverage rates for the general population. The non-coverage rate would remain significantly positive among employees in the private sectors: 1.4% of them would remain uninsured (versus 3.6% in 2012), which corresponds to 40.1% of employees already uninsured in 2012.

Table 4: Non-coverage rate observed in 2012 and expected after the ANI law

	Observed In 2012	Simulated Assuming no employee exemption			Simulated Assuming exemptions (for those in short-term contracts)		
		S (1)	S (1+2)	S (1+2+3)	S (1)	S (1+2)	S (1+2+3)
Among the whole population	5.0 [4.7 ; 5.3]	4.0 [3.7 ; 4.3]	3.7 [3.4 ; 4.0]	2.7 [2.4 ; 2.9]	4.4 [4.1 ; 4.7]	4.1 [3.8 ; 4.4]	3.1 [2.8 ; 3.3]
Among those without CHI in 2012	100 [100 ; 100]	79.9 [77.3 ; 82.4]	74.5 [71.8 ; 77.2]	53.5 [50.4 ; 56.7]	87.9 [85.9 ; 90.0]	82.6 [80.2 ; 84.9]	61.8 [58.7 ; 64.8]
Among private employees	3.6 [3.1 ; 4.1]	0 [0 ; 0]	0 [0 ; 0]	0 [0 ; 0]	1.4 [1.1 ; 1.8]	1.4 [1.1 ; 1.8]	1.4 [1.1 ; 1.8]
Among private employees without CHI in 2012	100 [100 ; 100]	0 [0 ; 0]	0 [0 ; 0]	0 [0 ; 0]	40.1 [32.9 ; 47.3]	40.1 [32.9 ; 47.3]	40.1 [32.9 ; 47.3]

The expected effects on inequalities in coverage under the assumption that no employee will be exempted

Concerning scenarios (1) and (1+2), which address the direct effects of the law, the results firstly showed that non-coverage would be significantly reduced among individuals aged 18-30 years from 8% in 2012 to 5.6% and 4.5%, respectively (table 2). However, this population would remain, along with the older population, without CHI more often (6.8% for those over 80). The results reveal a similar evolution of the non-coverage rate among individuals in good and poor health, regardless of the health status indicator used (-1 point in each sub-population), leaving more of those with the poorest health status without CHI.

The non-coverage rate will obviously significantly decrease among the working population in scenario (1) and among the unemployed in scenario (1+2). Non-coverage will nevertheless remain relatively high among the unemployed at 9% versus 1.2% in the working population in scenario (1+2) [table 2]. There is even a strengthening in the relationship between non-

coverage and retirement in scenarios (1) and (1+2) [table 3]. This also applies to students, homemakers, and unemployed individuals even though the short-term unemployed are directly addressed in the law. Similarly, non-coverage rate will continue to significantly decrease with income levels. Based on scenario (1+2), there would be a non-significant drop of 10% in the non-coverage rate among the poorest (from 14.1% to 12.7%) versus a significant drop of 56% among those with incomes between 2,001€ and 3,000€ (from 1.6% to 0.7%) [table 2], the *ceteris paribus* association between income and non-coverage remaining quite similar after the law to that observed in 2012 (table 3).

Furthermore, the results show a significant and relatively important drop in non-coverage rates among the less risk-averse. They had a -3.2 pts decrease in non-coverage in scenario (1) versus -0.9 pt among the most risk-averse. A similar trend was observed among individuals with the strongest preference for the present. They faced a -1.6 pt decrease in non-coverage in scenario (1) versus -1 pt among the others (table 2). As a result, time and risk preferences would still no longer be significantly associated with being uninsured all other things being equal (table 3).

If we now consider the indirect effects of the ANI on dependents (scenario (1+2+3)), the results showed that the non-coverage rate would considerably decrease among individuals under 30 years of age, leaving a high level of non-coverage only among older individuals. The non-coverage rate would also drop considerably among individuals in good health (for example, -2.6 points for those without long-term diseases versus -1 point for the others). Compared to scenarios (1) and (1+2), there would be a drop in the non-coverage rate among the economically inactive population, even though non-coverage would remain higher in this sub-population. Only scenario (1+2+3) does not increase the correlation, all other things being equal, between being economically inactive and non-coverage compared to those observed in 2012.

The likely effects of employee exemptions on inequalities in coverage

Under the assumption that all employees on fixed-term contracts will refuse to adhere to the employer-sponsored CHI scheme, some of employees will remain uninsured. Therefore, inequalities in non-coverage among the whole population will be increased to some extent by previous ones existing among employees before the reform. Indeed, in 2012, large differences in non-coverage existed among private sector employees according to individuals' characteristics (table 5). Younger employees were most affected by non-coverage (12.5% of those under 20 versus approximately 3% of those over 30). The non-coverage rate was also higher among employees in poor or very poor health (8.3% versus 4% among those in very good health), those on fixed-term contracts (10.8% versus 2.4% among employees with open-ended contracts) and those involuntarily working part-time (7.1% versus 3.3% among full-time workers). Finally, non-coverage was also more common among the poorest employees (11.2% compared to 1.8% among the richest) and those with the lowest risk aversion and the strongest preference for the present (8.8% and 7.8% versus 2.7% and 2.8%, respectively).

As a consequence, accounting for likely exemptions by short-term employees, the non-coverage rate among the whole population would reach 6.9% for the 18-30 age group in scenario (1) versus 5.6% when we do not assume exemptions and 8% in 2012 (table 2). Only scenario (1+2+3) would significantly reduce their non-coverage rate at 4.5% as they could benefit from the ANI more than other age groups because they can be covered as dependents. According to this scenario, the non-coverage rate of the less risk-averse is also affected (5.5% under employee exemptions versus 4% without assuming exemptions). As a result, preferences would still be significantly associated, all other things being equal, with not being insured, which was not the case without assuming exemptions (table 3). The results related to socio-economic variables and health status are by contrast quite similar assuming exemptions or not assuming exemptions.

4.4. Who would be the winners and the losers?

Table 6 presents a description of individuals who would gain CHI coverage because of the reform, people who would remain without CHI and those who were already insured before the law.

Individuals who would gain CHI coverage because of the reform are quite young (38.4% of them are under the age of 30 in scenario (1+2)) and more than half of them are in good or very good health. By contrast, people who would remain uninsured are all ages (41.5% of them are under 30, 28.3% are between 31 and 60 and 30% are over 60). Thus, compared to those who would gain CHI coverage, those who would remain uninsured are older and therefore more often in poor health (12.4% versus 4.5%). Individuals who would gain CHI coverage because of the reform are poorer than those who were already insured before the law (25.2% of the winners have less than 1,000€ by month versus 17.9% of those already insured). However, they would still remain largely overrepresented among the uninsured after the reform (43.1% versus 26% for the middle groups and 5.3% for the richest). Note also that people with intermediate incomes (between 1,000€ and 2,000€) are the most present among those who would gain CHI (34.1%) whereas among those who remain uninsured, the poorest (under 1,000€) are clearly the largest (43.1%).

Finally, individuals who would gain CHI coverage are more often “risk-seekers” and present-oriented than individuals who would remain uninsured (11.8% and 10.8% versus 8.6% and 7.3%, respectively). Taking into account potential exemptions does not notably impact the results, except for risk and time preferences. Under this hypothesis, the proportion of the less risk-averse and the most present-oriented individuals would be quite similar among those who gain CHI and among those who remain uninsured.

Table 5: Non-coverage rates observed in 2012 and simulated among private sector employees

	Observed In 2012		Simulated. assuming no employee exemptions		Simulated. assuming employee exemptions		Number of employees		Observed In 2012		Simulated. assuming no employee exemptions		Simulated. assuming employee exemptions		Number of employees
	% NC	IC 95	% NC	IC 95	% NC	IC 95			% NC	IC 95	% NC	IC 95	% NC	IC 95	
Gender								Working time							
Male	4.1	[3.4 ; 4.8]	0	[0 ; 0]	1.6	[1.1 ; 2.1]	3494	Full time	3.3	[2.8 ; 3.8]	0	[0 ; 0]	1.2	[0.8 ; 1.5]	5238
Female	3.0	[2.3 ; 3.7]	0	[0 ; 0]	1.2	[0.8 ; 1.7]	2983	Voluntary part-time	2.4	[1.1 ; 3.6]	0	[0 ; 0]	0.2	[0 ; 1.5]	647
Age								Involuntary part-time	7.1	[4.6 ; 9.5]	0	[0 ; 0]	5.2	[3.0 ; 7.5]	537
- 20 years old	12.5	[5.4 ; 19.6]	0	[0 ; 0]	8.1	[2.8 ; 13.5]	172	Not known	12.2	[1.5 ; 22.9]	0	[0 ; 0]	6.5	[0 ; 15.9]	55
21/25 years old	6.5	[4.3 ; 8.7]	0	[0 ; 0]	3.9	[2.1 ; 5.6]	567	Income per CU							
26/30 years old	3.7	[2.2 ; 5.3]	0	[0 ; 0]	1.9	[0.7 ; 3.1]	668	<= 650€	11.2	[5.6 ; 16.8]	0	[0 ; 0]	5.3	[1.7 ; 9.0]	155
31/40 years old	3.0	[2.2 ; 3.9]	0	[0 ; 0]	1.3	[0.7 ; 1.9]	1540	651€ / 1 000€	6.7	[4.5 ; 8.9]	0	[0 ; 0]	2.9	[1.3 ; 4.5]	599
41/50 years old	3.3	[2.3 ; 4.3]	0	[0 ; 0]	0.9	[0.4 ; 1.4]	1877	1 001€ / 1 400€	3.3	[2.1 ; 4.5]	0	[0 ; 0]	1.3	[0.5 ; 2.0]	1190
51/60 years old	2.7	[1.8 ; 3.7]	0	[0 ; 0]	0.6	[0.1 ; 1.1]	1535	1 401€ / 2 000€	2.8	[1.8 ; 3.8]	0	[0 ; 0]	1.3	[0.6 ; 1.9]	1534
+ 60 years old	2.0	[0 ; 4.3]	0	[0 ; 0]	0	[0 ; 0]	118	2 001€ / 3 000€	2.3	[1.2 ; 3.5]	0	[0 ; 0]	0.6	[0 ; 1.3]	939
Perceived health								>= 3 000€	1.8	[0.1 ; 3.6]	0	[0 ; 0]	0.8	[0 ; 1.9]	382
Very good	4.0	[2.8 ; 5.1]	0	[0 ; 0]	1.6	[0.8 ; 2.3]	1338	Unknown	4.1	[3.0 ; 5.3]	0	[0 ; 0]	1.6	[0.9 ; 2.4]	1678
Good	2.6	[1.8 ; 3.3]	0	[0 ; 0]	1.3	[0.8 ; 1.8]	2429	Indicator of social vulnerability*							
Fair	3.4	[2.0 ; 4.9]	0	[0 ; 0]	1.1	[0.2 ; 1.9]	984	Yes	6.7	[4.7 ; 8.7]	0	[0 ; 0]	3.0	[1.6 ; 4.4]	777
Poor/very poor	8.3	[2.7 ; 14.0]	0	[0 ; 0]	4.4	[0 ; 8.8]	143	No	2.5	[1.9 ; 3.1]	0	[0 ; 0]	1.1	[0.6 ; 1.5]	3580
Unknown	4.5	[3.4 ; 5.7]	0	[0 ; 0]	1.4	[0.7 ; 2.1]	1583	Not known	4.3	[3.3 ; 5.2]	0	[0 ; 0]	1.4	[0.8 ; 2.0]	2120
With ALD								Material assistance from family or friends*							
Yes	3.6	[1.7 ; 5.4]	0	[0 ; 0]	1.7	[0.3 ; 3.0]	525	Yes	3.0	[2.3 ; 3.7]	0	[0 ; 0]	1.4	[0.9 ; 1.9]	3264
Not known	3.6	[3.1 ; 4.1]	0	[0 ; 0]	1.4	[1.1 ; 1.8]	5906	No	5.1	[2.9 ; 7.3]	0	[0 ; 0]	2.4	[1.0 ; 3.8]	656
Unknown	1.2	[0 ; 3.5]	0	[0 ; 0]	0	[0 ; 0]	46	Yes but dare not ask	3.0	[1.2 ; 4.8]	0	[0 ; 0]	0.4	[0 ; 0.8]	402
With Chronic illness								Not known	4.2	[3.2 ; 5.1]	0	[0 ; 0]	1.4	[0.8 ; 2.0]	2155
Yes	2.6	[1.6 ; 3.5]	0	[0 ; 0]	1.2	[0.5 ; 2.0]	1268	Risk preference*							
No	3.5	[2.9 ; 4.2]	0	[0 ; 0]	1.4	[1.0 ; 1.9]	3505	Less risk-averse	8.8	[5.1 ; 12.5]	0	[0 ; 0]	4.7	[2.0 ; 7.4]	354
Unknown	4.5	[3.4 ; 5.6]	0	[0 ; 0]	1.6	[0.9 ; 2.3]	1704	Most risk-averse	2.7	[2.2 ; 3.3]	0	[0 ; 0]	1.1	[0.8 ; 1.5]	3972
Employment contract								Not known	4.3	[3.3 ; 5.2]	0	[0 ; 0]	1.4	[0.6 ; 2.0]	2151
Open-ended	2.4	[1.9 ; 2.8]	0	[0 ; 0]	0	[0 ; 0]	5397	Time preference*							
Fixed-term	10.8	[8.4 ; 13.2]	0	[0 ; 0]	10.8	[8.4 ; 13.2]	915	For the present	7.8	[4.5 ; 11.1]	0	[0 ; 0]	4.6	[1.8 ; 7.3]	374
Other contrat	3.7	[0 ; 8.8]	0	[0 ; 0]	0	[0 ; 0]	93	For the futur	2.8	[2.2 ; 3.4]	0	[0 ; 0]	1.1	[0.8 ; 1.5]	3946
Not known	9.2	[2.5 ; 15.9]	0	[0 ; 0]	0	[0 ; 0]	72	Not known	4.3	[3.3 ; 5.3]	0	[0 ; 0]	1.4	[0.8 ; 2.1]	2157
Total of employees	3.6	[3.1 ; 4.1]	0	[0 ; 0]	1.4	[1.1 ; 1.8]	6477	Among uninsured in 2012	100	[100 ; 100]	0	[0 ; 0]	40.1	[32.9 ; 47.3]	234

Note: Confidence intervals were computed by bootstrap.

*Among those 15 years old and older.

Table 6: Description of the population who would remain without CHI after the ANI law

	With CHI in 2012	Without CHI in 2012	Simulations without exemption						Simulations with exemptions					
			Become insured			Remain uninsured			Become insured			Remain uninsured		
			(1)	(1+2)	(1+2+3)	(1)	(1+2)	(1+2+3)	(1)	(1+2)	(1+2+3)	(1)	(1+2)	(1+2+3)
Gender														
Male	47.4	55.0	60.1	59.5	54.4	53.8	53.5	55.6	60.7	59.7	53.3	54.3	54.1	56.1
Female	52.6	45.0	39.9	40.5	45.6	46.2	46.5	44.4	39.3	40.3	46.7	45.7	45.9	43.9
All	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Age														
-18 years old	22.6	18.1	0	0	26.1	22.7	24.3	11.2	0	0	28.7	20.6	22.0	11.6
18/30 years old	13.6	22.6	34.1	38.4	29.4	19.7	17.2	16.7	24.2	33.5	25.5	22.4	20.3	20.8
31/40 years old	13.5	13.3	23.5	25.6	17.8	10.7	9.0	9.4	22.2	25.7	18.1	12.1	10.7	10.3
41/50 years old	13.3	12.1	24.4	20.9	14.6	9.0	9.1	10.0	30.2	23.2	14.8	9.7	9.8	10.5
51/60 years old	13.5	11.3	16.9	14.3	10.5	9.8	10.2	11.9	21.6	16.3	11.3	9.8	10.2	11.3
61/70 years old	11.3	9.3	1.1	0.8	1.8	11.4	12.2	15.9	1.8	1.2	1.6	10.4	11.0	14.1
70/80 years old	6.6	5.6	0	0	0	7.0	7.5	10.5	0	0	0	6.4	6.8	9.1
+ 80 years old	5.5	7.7	0	0	0	9.6	10.3	14.3	0	0	0	8.7	9.3	12.4
All	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Perceived health														
Very good	21.3	19.6	23.8	22.5	25.5	18.5	18.6	14.5	24.1	22.1	25.1	19.0	19.1	16.2
Good	33.0	25.8	27.9	30.0	26.7	25.3	24.3	25.0	22.8	27.5	26.5	26.2	25.4	25.4
Fair	17.6	16.7	15.2	15.6	12.5	17.1	17.1	20.5	17.3	17.3	12.6	16.7	16.6	19.3
Poor/Very poor	5.0	10.4	5.7	4.5	4.1	11.6	12.4	15.9	4.5	3.1	3.2	11.2	12.0	14.9
Unknown	23.1	27.5	27.4	27.4	31.3	27.5	27.5	24.2	31.3	30.1	32.6	27.0	26.9	24.3
All	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
ALD														
With ALD	16.0	20.1	8.2	8.7	7.4	23.2	24.1	31.2	7.3	8.3	6.9	21.9	22.7	28.4
Without ALD	83.5	79.4	91.6	91.2	92.5	76.4	75.4	68.1	92.4	91.5	93.0	77.7	76.9	71.0
Unknown	0.5	0.4	0.2	0.2	0.1	0.5	0.5	0.7	0.4	0.2	0.1	0.4	0.5	0.6
All	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Chronic illness														
With	25.3	25.2	14.9	15.3	13.0	27.8	28.6	35.7	13.0	14.2	12.0	26.8	27.5	33.4
Without	49.5	44.6	55.6	55.6	53.4	41.8	40.8	37.0	55.2	55.4	53.3	43.1	42.3	39.2
Unknown	25.2	30.2	29.5	29.1	33.6	30.4	30.6	27.3	31.8	30.4	34.7	30.0	30.2	27.5
All	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Employment status														
Employed	41.3	29.5	100	78.9	47.0	11.8	12.6	14.3	100,0	69.1	40.9	19.9	21.1	22.5
Retired	21.5	19.5	0	0	1.5	24.5	26.2	35.2	0	0	1.3	22.2	23.7	30.8
Unemployed	5.2	15.9	0	21.1	16.4	19.9	14.1	15.4	0	30.9	19.1	18.0	12.7	13.8
Students	26.0	22.1	0	0	30.1	27.6	29.6	15.1	0	0	33.2	25.1	26.7	15.2
House wife/husband	3.7	6.8	0	0	3.7	8.5	9.2	9.6	0	0	3.9	7.8	8.3	8.6
Other inactives	2.2	5.5	0	0	1.2	6.9	7.4	9.3	0	0	1.5	6.3	6.7	8.0
Unknown	0.1	0.7	0	0	0.2	0.9	1.0	1.2	0	0	0.3	0.8	0.9	1,0
All	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Table 6 follows on next page

Table 6 continued: Description of the population who would remain without CHI after the ANI law

	With CHI in 2012	Without CHI in 2012	Simulations without exemption						Simulations with exemptions					
			Become insured			Remain uninsured			Become insured			Remain uninsured		
			✓ (1)	(1+2)	(1+2+3)	✓ (1)	(1+2)	(1+2+3)	✓ (1)	(1+2)	(1+2+3)	✓ (1)	(1+2)	(1+2+3)
Income per CU per month														
<= 650 €	4.8	15.2	5.5	6.0	9.1	17.6	18.3	20.4	4.8	5.8	9.4	16.6	17.2	18.7
651€ / 1000€	13.1	23.4	16.0	19.2	22.9	25.2	24.8	23.7	15.2	20.2	23.4	24.5	24.0	23.4
1001€ / 1400€	19.3	16.7	17.7	17.3	16.6	16.5	16.5	16.8	18.0	17.3	16.6	16.6	16.6	16.8
1401€ / 2000€	21.6	11.4	20.4	16.8	12.2	9.1	9.5	10.6	19.0	14.2	10.7	10.3	10.8	11.8
2001€ / 3000€	12.3	3.7	10.2	8.0	5.7	2.1	2.2	2.0	12.3	8.5	5.4	2.5	2.7	2.6
> 3000€	4.9	3.5	3.3	4.6	4.4	3.5	3.1	2.6	3.2	5.1	4.9	3.5	3.1	2.6
Unknown	24.0	26.2	27.1	28.1	29.0	26,0	25.6	23.8	27.6	28.9	29.6	26.0	25.7	24.1
All	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Indicator of social vulnerability*														
Yes	13.8	24.6	24.5	24.8	21.9	22.4	23.4	20.8	24.7	24.6	26.6	25.0	24.9	26.5
No	58.3	39.0	38.4	36.1	38.3	36.5	33.8	37.1	39.2	40.2	39.6	39.4	40.4	40.0
Unknown	27.9	36.4	37.1	39.1	39.9	41.1	42.8	42.1	36.1	35.2	33.8	35.6	34.7	33.5
All	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Material assistance from family or friends*														
Yes	51.7	39.4	43.3	41.8	41.7	38.4	37.8	39.1	38.2	38.3	37.7	39.5	39.8	39.5
No	12.1	16.8	14.5	14.0	13.3	12.8	12.6	12.5	17.5	17.9	19.2	17.4	17.8	18.9
Yes but dare not ask	7.7	7.3	5.2	5.8	5.7	7.6	7.7	6.9	8.0	8,0	8.5	7.3	7.2	7.5
Unknown	28.6	36.5	37.0	38.5	39.3	41.1	41.9	41.6	36.4	35.7	34.6	35.8	35.2	34.1
All	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Risk preferences*														
Most risk-averse	66.2	54.6	48.1	48.1	49,0	46.8	47.2	48.9	56.6	57.4	58.6	55.9	56.5	57.5
Less risk-averse	5.3	8.5	14.0	11.8	10.2	10.9	8.6	8.1	6.8	7.0	7.2	8.1	8.4	8.7
Unknown	28.5	36.9	37.9	40.1	40.8	42.4	44.2	43.1	36.6	35.6	34.2	36.1	35.1	33.9
All	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Time preferences*														
For the futur	61.7	49.1	49.1	48.8	48.2	48.8	48.5	48.0	49.1	49.3	49.8	49.2	49.3	49.7
For the present	9.6	13.6	12.7	10.8	10.9	8.9	7.3	9.0	13.9	14.8	15.6	14.4	15.3	15.9
Unknown	28.7	37.3	38.2	40.4	40.9	42.4	44.2	43.0	37.0	35.9	34.7	36.4	35.5	34.4
All	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Number	21638	1172	234	288	569	938	884	603	144	198	473	1028	974	699

*Among those 15 years old and older.

5. Discussion

This research provides an *ex ante* evaluation of the Employer-Mandated CHI in France on its capacity to generalize CHI coverage on the overall population and to improve its equity without constraining those who would prefer remaining uninsured.

The results moderate the effects to be expected from the law implemented in France in January 2016 to achieve the goal of 100% insurance coverage. Indeed, the non-coverage rate, estimated at 5% in 2012, would drop to 4% after the implementation of employer-sponsored CHI for all employees, to 3.7% after the inclusion of the short-term unemployed in the estimate and to 2.7% if one assumes that employees' dependents will also benefit from this coverage. The results also moderate the expected effects of this law to improve equity in access to health insurance. Indeed, with its focus on private sector employees, the policy is likely to do little for populations who would benefit most from additional insurance coverage while expanding coverage for other populations that appear to place little value on CHI. The former includes elderly adults who are beyond the scope of the reform because they are retired and the long-term unemployed. The latter includes healthy young adults with low expected medical expenditures.

This study challenges the relevance of introducing an employer mandate in two ways. First, by moderating the effects to be expected from such a mandate on non-coverage and on related inequalities, it questions the trade-off that policy makers face to manage the budget for the public program and to achieve equity goals. Second, although the value that employees place on CHI was not estimated in this work, the fact that individuals who currently lack CHI tend to be less risk-averse and have a higher time discount rate suggests that many would prefer to receive additional compensation in the form of cash wages rather than richer health insurance benefits. It therefore strongly questions the impact of such a reform on welfare.

Note that this study relies on methodological choices that need to be discussed. First, we have assumed that all employers will be compliant with the law. Our results provide then an upper bound evaluation of the effects on ANI on the non-coverage rate, since, as shown by Dick for

the Hawaiian mandate (1994), the low compliance of employers could reduce the employer-mandate efficacy. However, the compliance of employers is quite credible in the French context since employers have participated in the negotiation and they can benefit from taxes exemption on premiums. Due to the lack of information on the exact length of their former contracts, all unemployed former employees for up to 12 months are considered to be covered after the ANI implementation. However, the right to portability is restricted by the length of the former job contract and those who were exempted when they were employed are in fact not eligible for the new CHI portability. This assumption also overestimates the impact of the ANI law on non-coverage. Regarding exemptions for employees on fixed-term contracts, we have considered under a first assumption that all of them would accept to be covered by their employer and in a second one, that all of them would be exempted. Indeed, only a portion of them will probably choose to decline the employer-sponsored CHI. The non-coverage rates after ANI implementation computed under the first assumption are therefore underestimated and the rate under the second assumption is overestimated.

Only an *ex post* evaluation of the law, that it will be important to provide, will allow us to take into account these limits. It will also allow monitoring its potential consequences on unemployment, wages and employment contract (Buchmueller *et al.*, 2011) and therefore to be free of our assumptions that may be questionable in the long term.

CHAPITRE 4

Généralisation de la complémentaire santé d'entreprise : une évaluation *ex ante* des gains et des pertes de bien-être

Ce chapitre est en cours de valorisation. Une première partie de ce travail fait l'objet d'une publication à paraître dans la revue *Economie Economique* (Pierre A., Jusot F., Raynaud D., Franc C).

1. Introduction

En France, depuis le 1^{er} janvier 2016, les employeurs du secteur privé ont obligation de proposer et de financer partiellement une complémentaire santé à l'ensemble de leurs salariés. Cette mesure a été négociée en 2013 dans le cadre d'un Accord national interprofessionnel (Ani) par les partenaires sociaux en compensation d'une plus grande flexibilité sur le marché du travail. Elle s'accompagne en *sus* d'une amélioration de la portabilité de cette complémentaire pour les chômeurs jusqu'à douze mois après la rupture de leur contrat de travail.

Cette réforme – appelée la réforme de l'Ani – a été soutenue par les décideurs publics qui souhaitent généraliser, à tous, l'accès à une complémentaire santé de qualité. Elle confirme et renforce les choix des politiques pris tout au long de ces dernières années visant à développer la couverture par une complémentaire santé pour l'ensemble de la population. La réforme de l'Ani pose toutefois un certain nombre de questions en termes d'efficacité et d'équité. En termes d'équité tout d'abord, le dispositif exclut *de facto* les individus qui ne sont pas en emploi, c'est-à-dire les plus malades, les plus âgés et les plus précaires qui sont ceux qui gagneraient le plus à bénéficier d'une assurance subventionnée (Pierre et Jusot, 2017; Dick, 1994; Summers, 1989). En termes d'efficacité, l'obligation d'offre d'assurance s'assortit de l'obligation de souscription par les employés, qui les contraint à ne pas pouvoir choisir leur niveau de couverture optimal au regard de leurs besoins de soins, de leur revenu et de leurs préférences face au risque notamment. Or, selon la théorie de l'utilité espérée, les individus averses au risque choisissent de souscrire une assurance afin de réduire les risques financiers liés à la probabilité de survenue d'une maladie (Nyman, 1999 ; Newhouse, 1978 ; Arrow, 1963). Lorsque les primes ne sont pas actuarielles, un individu averse au risque peut préférer rester sans assurance ou être peu couvert si le gain en bien-être associé à la réduction du risque financier est inférieur à la perte de bien-être liée au coût de la prime et ce, même si une partie de la prime est financée par l'employeur. Aux Etats-Unis, Marquis et Long (1995) ont ainsi montré qu'en l'absence d'un financement très important de l'employeur, l'obligation d'une assurance pouvait induire un coût élevé, en termes de bien-être, pour les ménages anciennement sans assurance. Engelhardt et Gruber (2010) ont montré par ailleurs que l'expansion de Medicare (couvrant les médicaments pour les personnes de 65 ans et plus)

avait induit une augmentation de bien-être relativement faible au regard du coût économique engendré par une telle mesure.

En France, 95 % de la population est couverte par une complémentaire santé, que celle-ci soit souscrite individuellement ou obtenue par le biais de l'employeur. La non-souscription d'une assurance complémentaire est majoritairement liée à des barrières financières (Célan *et al.*, 2014 ; Pierre et Jusot, 2017). La généralisation de la complémentaire d'entreprise pourrait donc permettre, grâce à la subvention de l'employeur, d'améliorer l'accès à l'assurance des salariés les plus précaires qui ne bénéficiaient pas d'un contrat collectif avant l'Ani et ainsi d'augmenter leur bien-être. En revanche, pour les salariés qui avaient choisi de ne pas souscrire d'assurance du fait d'une faible aversion au risque ou de besoins de soins faibles ou modérés, l'Ani pourrait bien, malgré la participation de l'employeur, réduire leur bien-être (Pierre et Jusot, 2017). Les effets de l'Ani sur le bien-être de la population sont d'autant plus ambigus que la hausse du coût du travail qu'elle induit pour les employeurs peut les inciter à intégrer le montant de leur subvention à la dynamique des salaires de leurs salariés, réduire des primes ou des avantages en nature, ou encore limiter leur demande de travail (Buchmueller *et al.*, 2011 ; Lee *et al.*, 2005 ; Gruber, 2000). Enfin, comme la quasi-totalité des salariés bénéficiaient déjà, avant l'Ani, d'une complémentaire santé (individuelle ou collective) (Célan *et al.*, 2014), cette réforme devrait se traduire davantage par un transfert de contrats individuels vers des contrats collectifs que par le gain d'une couverture. Or, parce que les personnes en emploi sont en moyenne en meilleure santé que celles qui ne sont pas présentes sur le marché du travail, la sortie des salariés du marché individuel de l'assurance devrait dégrader le risque santé moyen du pool d'assurés qui restent couverts sur le marché individuel. Cela pourrait alors se traduire par une augmentation de leur prime, et donc une perte de bien-être, pour les retraités, les chômeurs de longue durée, les étudiants et les professionnels indépendants. La réforme ne devrait donc pas être sans conséquence pour les assurés qui restent couverts sur le marché individuel et qui, n'étant pas salariés du secteur privé, n'étaient *a priori* pas concernés par la réforme.

En mobilisant le cadre théorique de l'utilité espérée, nous proposons dans ce travail de calibrer, pour l'ensemble de la population, les gains et les pertes de bien-être induits par la réforme de l'Ani. Nous mobilisons les données de l'Enquête santé et protection sociale de 2012 appariées aux données de remboursements de l'assurance maladie à partir desquelles nous élaborons une situation contrefactuelle de la réforme de l'Ani. Ces données nous

permettent de connaître l'état de santé des individus, leurs caractéristiques socio-économiques, leur situation de couverture par une complémentaire santé, leurs dépenses de santé ainsi que leurs préférences vis-à-vis du risque.

Après avoir rappelé le contexte dans lequel la réforme de l'Ani a été introduite et les réglementations qui en découlent (section 2), nous décrivons le cadre théorique de l'utilité espérée (section 3), les données utilisées (section 4) et les hypothèses formulées pour mesurer les variations de bien-être (section 5). Nous présentons les variations théoriques à attendre du bien-être sous condition de ces hypothèses (section 6) et décrivons les résultats (section 7). Nous proposons dans une section 8 de nous affranchir des hypothèses utilitaristes en évaluant le bien-être collectif à l'aide d'une fonction de bien-être sociale. Nous concluons en section 9.

2. L'accord national interprofessionnel et le contenu des contrats

En janvier 2013, un Accord national interprofessionnel (Ani) signé par la majorité des partenaires sociaux sur « la compétitivité des entreprises et la sécurisation de l'emploi et des parcours professionnels des salariés » propose, en contrepartie d'une plus grande flexibilité sur le marché du travail, deux articles concernant la complémentaire santé d'entreprise. Premièrement, il s'agit de généraliser à tous les salariés du secteur privé la souscription d'une complémentaire santé d'entreprise, c'est-à-dire d'obliger tous les employeurs à proposer une complémentaire santé pour l'ensemble de leurs salariés et de la financer au moins à hauteur de 50 %. Deuxièmement, il s'agit de généraliser et d'augmenter les droits à la portabilité, c'est-à-dire de permettre aux personnes recevant des indemnités de chômage de bénéficier de leur complémentaire santé d'entreprise à titre gratuit. La durée de ce dispositif dépend de la durée du dernier contrat de travail et ne peut excéder douze mois.

Cet accord, traduit dans la loi et voté par les parlementaires le 14 juin 2013, est effectif depuis le 1^{er} janvier 2016. Les contrats offerts doivent respecter des garanties minimales définies par la loi : l'intégralité du ticket modérateur sur les consultations, les médicaments remboursés à 65 % et les actes et prestations remboursables par l'Assurance maladie obligatoire ; le forfait journalier hospitalier sans limitation de durée ; les soins dentaires à hauteur de 125 % des tarifs de responsabilité et enfin les frais d'optique, à hauteur de 100 € pour les corrections simples, 150 € pour une correction mixte simple et complexe et 200 € pour les corrections

complexes. Les contrats proposés peuvent offrir des garanties supérieures dans la limite des remboursements autorisés dans le cadre des contrats responsables¹.

3. Cadre théorique d'analyse

3.1. Le modèle d'utilité espérée

Suivant le cadre classique de la théorie de l'utilité espérée, nous supposons que les préférences d'un individu n , avec $n = \{1, \dots, N\}$, sont représentées par une fonction d'utilité Von Neumann Morgenstern (2007). Nous considérons une fonction d'utilité unidimensionnelle qui dépend du revenu disponible x de l'individu n , c'est-à-dire de son revenu minoré de sa prime d'assurance maladie complémentaire et des dépenses de santé restant à sa charge après les remboursements de la complémentaire santé (RAC). Cette fonction est supposée continue, strictement croissante avec le revenu disponible, au moins deux fois dérivable et concave.

$$U_n = U(x_n) = U(\text{Revenu}_n - \text{Prime}_n - \text{RAC}_n)$$

Nous considérons que les individus sont soumis à I risques santé ($i = \{1, \dots, I\}$), appelés aussi états de la nature, avec p^i les probabilités d'occurrence associées à chaque risque telles que $\forall i, 0 \leq p_i \leq 1$ et $\sum_{i=1}^I p^i = 1$. La fonction de bien-être de l'individu n , qui correspond à son espérance d'utilité, s'écrit alors :

$$EU_n = \sum_{i=1}^I p^i U(\text{Revenu}_n - \text{Prime}_n - \text{RAC}_n^i) \quad (\text{Eq.1})$$

Les niveaux d'utilité étant difficilement interprétables, nous mobilisons dans ce travail le concept d'équivalent certain. Pour un individu n , l'équivalent certain w_n^* correspond au revenu disponible certain (sans aléa) qui lui procure le même niveau de satisfaction que celui qu'il espère obtenir étant donné les risques auxquels il fait face (soit son espérance d'utilité) :

$$U_n(w_n^*) = EU(\text{Revenu}_n - \text{Prime}_n - \text{RAC}_n)$$

¹ La nouvelle définition des contrats responsables parue dans la circulaire du 30 janvier 2015 impose en outre des plafonds de remboursements à hauteur de 125 % pour les dépassements d'honoraires des médecins n'ayant pas signé le contrat d'accès aux soins (100 % en 2017) ainsi que des plafonds de remboursements pour l'optique s'élevant par exemple à 470 € pour des verres simples (monture incluse).

L'équivalent certain est une mesure subjective qui tient compte des préférences face au risque de l'individu n ainsi que de son revenu disponible. Il peut s'exprimer par le biais de deux indicateurs (Eq.2) : le revenu disponible espéré $E(x_n)$ et la prime de risque π_n telle que définie par Arrow (1965) et Pratt (1964). Le premier renseigne le revenu disponible moyen à attendre face aux risques santé de l'individu n (Eq.3). Le second évalue le coût que représente le risque auquel l'individu n fait face compte tenu de son niveau d'aversion au risque (Eq.4). Le graphique 1 représente ces trois indicateurs pour un individu averse au risque qui fait face à une situation risquée comportant deux états de la nature.

Equivalent certain de l'individu n :

$$w_n^* = E(x_n) - \pi_n \quad (\text{Eq.2})$$

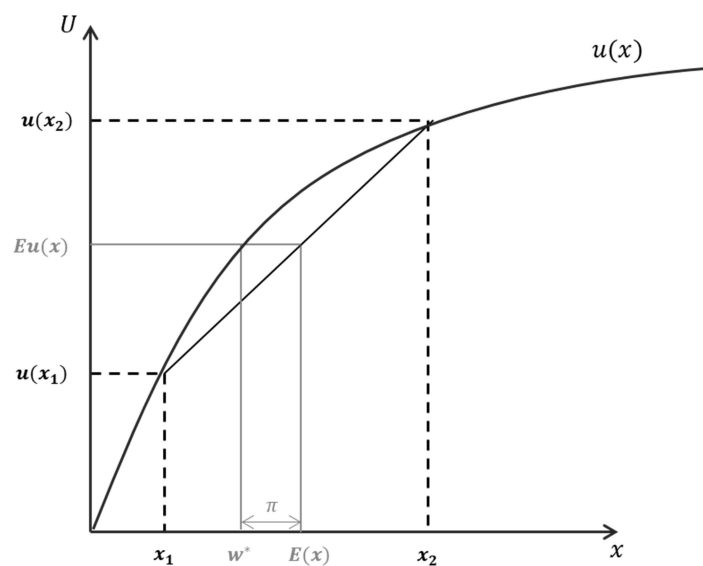
Revenu disponible espéré de l'individu n :

$$E(x_n) = \text{Revenu}_n - \text{Prime}_n - E(\text{RAC}_n) \quad (\text{Eq.3})$$

Prime de risque de l'individu n :

$$\pi_n = E(x_n) - w_n^* \quad (\text{Eq.4})$$

Graphique 1 : Représentation théorique d'une fonction de bien-être d'un individu averse au risque qui fait face à deux états de la nature



Pour évaluer les gains et les pertes de bien-être induits par la réforme de l'Ani, nous considérons l'espérance d'utilité des individus n sur deux périodes, avant et après la réforme : $t = \{avant, après\}$. Nous supposons que les préférences des individus vis-à-vis du risque sont identiques à ces deux périodes. Les primes des contrats de complémentaire santé, les RAC et le revenu varient quant à eux, pour les individus affectés par la réforme, avant et après l'Ani. L'utilité espérée d'un individu n à la période t s'écrit alors :

$$EU_{nt} = \sum_{i=1}^I p^i U(\text{Revenu}_{nt} - \text{Prime}_{nt} - \text{RAC}_{nt}^i)$$

Le changement de bien-être de l'individu n correspond à la variation de son utilité espérée avant et après la réforme :

$$\Delta EU_n = EU_{n \text{ Après}} - EU_{n \text{ Avant}}$$

La variation d'équivalent certain de l'individu n correspond alors à la variation de revenu disponible certain associé au gain, ou à la perte, de bien-être induit par la réforme.

$$\begin{aligned} \Delta w_n^* &= w_n^* \text{ Après} - w_n^* \text{ Avant} \\ \Delta w_n^* &= (E(x_n \text{ Après}) - \pi_n \text{ Après}) - (E(x_n \text{ Avant}) - \pi_n \text{ Avant}) \\ \Delta w_n^* &= \Delta E(x_n) - \Delta \pi_n \end{aligned}$$

Elle reflète pour partie la variation de l'espérance de revenu disponible, qui dépend des changements que la réforme induit sur les primes des contrats, d'une part, et sur les restes à charge, d'autre part. L'autre partie est expliquée par une variation de la prime de risque qui reflète l'appréciation des individus face à un changement de leur exposition au risque. La prime de risque étant positive pour tout individu averse au risque (Pratt, 1964), une variation négative de la prime de risque reflète une réduction de l'exposition au risque.

3.2. Stratégie d'analyse

Notre stratégie d'analyse se déroule en deux temps.

Dans un premier temps, nous étudions les changements de bien-être collectif induits par la réforme de l'Ani en supposant que le régulateur a une fonction d'utilité sociale de type utilitariste où le bien-être collectif correspond, à chaque période t , à la somme des espérances d'utilité individuelles. Nous présentons pour l'ensemble de la population et pour chaque trajectoire assurantielle induite par la réforme, la somme des variations des utilités espérées individuelles (Eq.5), des équivalents certains (Eq.6), des espérances de gains (Eq.7) et enfin des primes de risques (Eq.8).

$$\Delta EU = \sum_{n=1}^N EU_{n \text{ Après}} - \sum_{n=1}^N EU_{n \text{ Avant}} \quad (\text{Eq.5})$$

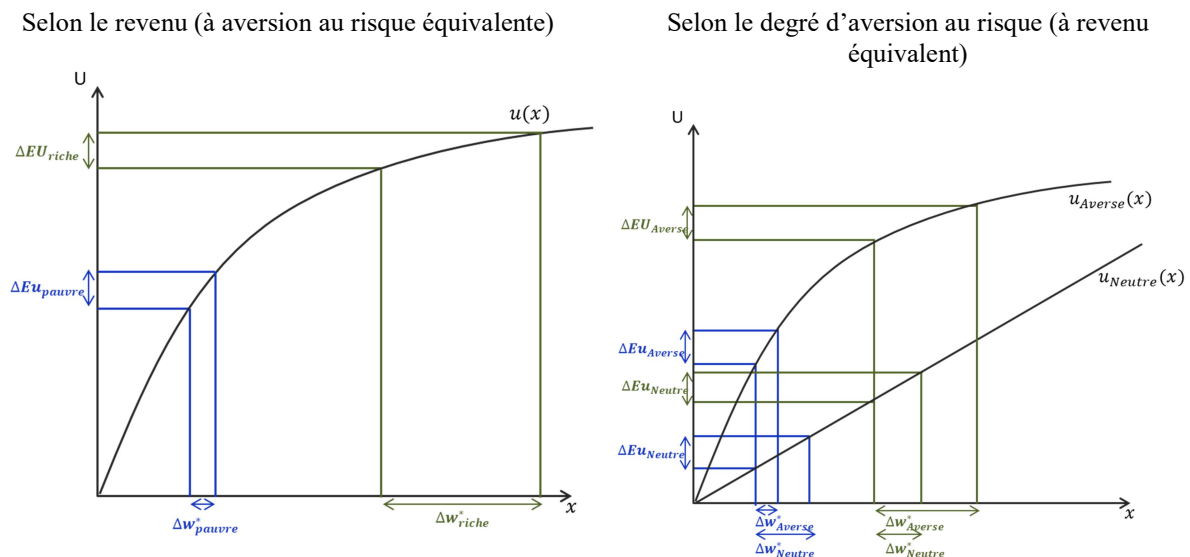
$$\Delta w^* = \sum_{n=1}^N w_{n \text{ Après}}^* - \sum_{n=1}^N w_{n \text{ Avant}}^* \quad (\text{Eq.6})$$

$$\Delta E(x) = \sum_{n=1}^N E(x_{n \text{ Après}}) - \sum_{n=1}^N E(x_{n \text{ Avant}}) \quad (\text{Eq.7})$$

$$\Delta \pi = \sum_{n=1}^N \pi_{\text{Après}} - \sum_{n=1}^N \pi_{\text{Avant}} \quad (\text{Eq.8})$$

Notons que si pour chaque individu n , une hausse de l'utilité espérée correspond toujours à une variation positive de l'équivalent certain, un gain de bien-être collectif peut correspondre à une diminution de la somme des équivalents certains. Cela est dû au fait qu'une même variation absolue de l'espérance d'utilité est associée à des variations différentes d'équivalents certain selon le revenu disponible et le niveau d'aversion au risque (Graphique 2). Il est ainsi possible qu'une hausse du bien-être collectif corresponde à une perte monétaire collective si, à niveau d'aversion au risque équivalent entre les riches et les pauvres, la réforme induit un gain en bien-être chez les plus pauvres et une perte de bien-être chez les plus riches sans que la perte monétaire des plus riches ne soit compensée par le gain monétaire des plus pauvres. Il en est de même si, à revenu disponible identique, et suffisamment élevé, la réforme induit un gain en bien-être chez les moins averses au risque et une perte de bien-être chez les plus averses.

Graphique 2: Représentation des changements de l'utilité espérée et des équivalents certains pour différents niveaux de richesse et d'aversion au risque équivalente



Nous nous intéressons, **dans un deuxième temps**, à l'effet de la réforme sur le bien-être des individus. Nous décrivons ainsi la proportion de gagnants, de perdants et d'individus neutres face à la réforme (ceux pour qui le bien-être augmente, diminue ou stagne) afin d'évaluer si la réforme est « Pareto améliorante », ce qui serait le cas si elle augmentait le bien-être de tout ou partie des individus sans détériorer le bien-être d'un individu au moins. Nous étudions également les distributions de variations de bien-être. Ces deux analyses sont réalisées pour l'ensemble de la population et pour chaque trajectoire assurantielle. Afin de savoir dans quelle mesure l'Ani profite ou non aux populations les plus fragiles, nous étudions également la proportion de gagnants, de perdants et de neutres selon quelques caractéristiques individuelles (l'âge, le revenu, le statut d'emploi, l'état de santé et le niveau d'aversion au risque).

4. Données

Ce travail est réalisé à partir des données de l'Enquête santé et protection sociale (ESPS) 2012 appariées aux données administratives de remboursement de soins du Système national d'information inter-régimes de l'Assurance maladie (SNIIRAM) pour les soins de ville et l'hospitalisation en Médecine chirurgie obstétrique (MCO).

Cette enquête permet de recueillir des informations sur la santé perçue (telle que définie dans les questions du mini module européen), les caractéristiques socio-économiques (revenu, statut d'emploi, etc.) et la couverture complémentaire (absence de couverture, contrat individuel ou collectif, CMU-C, opinions sur les niveaux de garanties). Elle présente par ailleurs l'avantage d'approcher, pour les individus de 15 ans et plus, les préférences vis-à-vis du risque à l'aide d'une échelle subjective correspondant à la question suivante : « *En matière d'attitude à l'égard du risque, où vous placez-vous sur une échelle de 0 à 10, c'est-à-dire allant de très prudent à très aventurier ?* ».

Les données des remboursements de soins de l'Assurance maladie nous permettent de connaître les dépenses de soins engagées par les individus et les restes à charge auxquels ils font face après remboursement par l'assurance maladie obligatoire. Il est alors possible de simuler les restes à charge après remboursement par l'assurance complémentaire en formulant plusieurs hypothèses sur le niveau des garanties des contrats des personnes couvertes.

Notre échantillon concerne 6 122 individus de 15 ans et plus (pour lesquels seulement la question relative à l'aversion au risque est renseignée) qui ne sont pas bénéficiaires de la CMU-C²² et pour qui le revenu est disponible. En 2012, 60 % des individus de notre échantillon sont couverts par un contrat individuel de complémentaire santé, 35 % par un contrat collectif et près de 5 % ne bénéficient d'aucune complémentaire santé (tableau 1) ; 68 % se déclarent en bonne ou très bonne santé perçue. Au regard de l'attitude vis-à-vis du risque, 31 % ont choisi l'une des 3 notes les plus faibles (0, 1 ou 2), qui reflètent les niveaux les plus élevés d'aversion au risque, alors que 7 % ont choisi l'une des 3 notes les plus élevées (8, 9 ou 10), correspondant au niveau d'aversion au risque les plus faibles.

²² Les bénéficiaires de la CMU-C ont le droit de refuser la complémentaire offerte par leur employeur ou celui de la personne dont ils sont ayants droit. De plus, ils ne sont pas affectés par une hausse des primes sur le marché de la complémentaire individuelle puisqu'ils bénéficient gratuitement de leur couverture.

Grâce au statut vis-à-vis de l'emploi observé en 2012, nous identifions les deux catégories d'individus concernés par l'Ani : les salariés du secteur privé et les chômeurs de moins d'un an anciennement salariés du privé concernés par la portabilité³. 42 % des individus de l'échantillon sont ainsi identifiés comme directement concernés par l'Ani dont 96% sont des salariés en emploi. Seuls 3,7 % des individus concernés par l'Ani ne bénéficiaient pas de complémentaire santé en 2012 : 30,6 % étaient couverts par un contrat individuel et 65,7 % bénéficiaient déjà d'un contrat collectif). Par rapport à l'ensemble de l'échantillon, les individus concernés par la réforme déclarent plus souvent être en bonne santé (78 % *versus* 68 %) et être moins averses au risque puisque 24 % se déclarent très prudents *versus* 31 %.

Tableau 1: Description de l'échantillon

	Ensemble de l'échantillon		Individus concernés par l'Ani			Ensemble de l'échantillon		Individus concernés par l'Ani	
	Eff.	%	Eff.	%		Eff.	%	Eff.	%
Complémentaire santé					Age				
Sans complémentaire	264	4,5	78	3,7	15/20 ans	410	5,8	31	1,5
Couverture collective	2165	35,4	1594	65,7	21/30 ans	567	12,2	381	20,6
Couverture individuelle	3693	60,1	706	30,6	31/40 ans	882	17,5	590	28,7
Statut d'emploi					41/50 ans	1168	16,7	731	25,5
En emploi	3155	54,8	2283	95,7	51/60 ans	1106	16,5	588	21,7
Retraités	1801	28,8	0	0	61/75 ans	1339	20,4	56	2,1
Chômeurs	293	5,1	95	4,3	Au-delà de 75 ans	650	10,9	1	0
Etudiants	390	5,4	0	0	Préférence vis-à-vis du risque				
Personnes au foyer	311	3,3	0	0	0 (très prudents)	720	11,2	191	7,5
Autres	167	2,5	0	0	1	452	7,5	138	5,9
Non renseigné	5	0,1	0	0	2	731	11,8	263	10,9
Personnes concernées par l'Ani					3	724	11,8	320	13,2
Salariés du secteur privé	2283	39,7	2283	95,7	4	594	9,7	268	11,3
Chômeurs de courte durée	95	1,8	95	4,3	5	1383	22,9	552	23,5
Ensemble	2378	41,5	2378	100	6	541	8,8	237	10
Revenu mensuel par UC					7	545	9,1	216	9,2
<= 650 €	171	2,4	37	1,2	8	303	5	132	5,7
651€/1000€	1071	16	280	10,7	9	68	1,2	34	1,5
1001€/1400€	1569	25,5	596	24,7	10 (aventureux)	61	1	27	1,2
1401€/2000€	1759	30	765	33,3	Santé perçue				
2001€/3000€	1085	18,4	484	21	Très bonne/Bonne	4097	68	1814	78
> 3000€	467	7,8	216	9,1	Plutôt bonne	1566	24,6	490	19,2
Sexe					Mauvaise/très mauvaise	459	7,4	74	2,8
Hommes	2899	46,8	1226	50,1	Total	6122	100	2378	100
Femmes	3223	53,2	1152	49,9					

³ La portabilité étant effective seulement si le chômeur reçoit des allocations chômage, nous excluons ceux ayant déclaré qu'aucune personne dans le ménage ne recevait d'indemnités.

5. Hypothèses et imputations

Pour mesurer le bien-être dans le cadre de l'utilité espérée, nous devons définir une forme fonctionnelle de la fonction d'utilité ainsi que les paramètres d'aversion au risque. Par ailleurs, indépendamment de la forme des préférences, nous devons connaître les niveaux de couverture et les primes des contrats de complémentaire santé. Ces données n'étant pas disponibles dans l'enquête ESPS, nous présentons le travail méthodologique qui nous permet de les imputer ainsi que les hypothèses qui définissent les paramètres de cette évaluation contrefactuelle.

5.1. Fonction d'utilité

Dans ce travail, nous utilisons une fonction d'utilité de type CRRA (*Constant Relative Risk Aversion*), qui revient à faire l'hypothèse standard que l'aversion relative au risque est constante avec le niveau de richesse (Camerer et Ho, 1994 ; Barsky *et al.*, 1997 ; Wakker, 2008 ; Holt et Laury, 2002 ; Palacios-Huerta et Serrano, 2006 ; Abellan *et al.*, 2006 ; Arrondel et Calvo Pardo, 2008 ; Engelhardt et Gruber, 2010 ; Barcellos et Jacobson 2014) :

$$\begin{cases} u(x) = \frac{1}{(1-\gamma)} x^{(1-\gamma)} \text{ lorsque } \gamma \neq 1 \\ u(x) = \log(x) \text{ sinon} \end{cases}$$

Avec x le niveau de richesse disponible des individus et γ le paramètre d'aversion relative au risque dont le signe indique les préférences individuelles face au risque :

$\gamma > 0 \Leftrightarrow u''(x) < 0$: utilité concave, préférences riscophobes,

$\gamma = 0 \Leftrightarrow u''(x) = 0$: utilité linéaire, préférences neutres,

$\gamma < 0 \Leftrightarrow u''(x) > 0$: utilité convexe, préférences riscophiles.

Une estimation du paramètre γ a été menée sur données américaines dans le cadre d'une expérimentation (Barsky *et al.*, 1997) : différentes loteries proposées à des individus ont permis de déterminer leur propension à accepter de changer d'emploi au regard des probabilités de voir leur revenu actuel augmenter ou diminuer d'un certain montant. En spécifiant une fonction d'utilité CRRA, les auteurs identifient 3 seuils d'aversion relative au risque qui segmentent la population en 4 groupes : ceux pour lesquels $\gamma < 1$ (les moins

averses au risque) ; ceux pour lesquels $1 \leq \gamma < 2$; ceux pour lesquels $2 \leq \gamma < 3,76$ et ceux pour lesquels $\gamma \geq 3,76$ (les plus averses au risque). Dans une analyse complémentaire, Barsky *et al.* (1997) ont estimé la moyenne du paramètre γ au sein de chacun de ces groupes : respectivement 0,7 ; 1,5 ; 2,9 et 15,8. En utilisant les mêmes jeux de loteries sur données françaises, Arrondel et Calvo Pardo (2008) ont estimé la distribution du paramètre γ . Ils montrent que 4,9 % des personnes ont un paramètre γ est inférieur à 1. Pour 10,2 % de la population, γ est compris entre 1 et 2 ; pour 26,6 %, γ est compris entre 2 et 3,76 et pour 58,3 %, il est supérieur à 3,76.

L'enquête ESPS ne permet pas d'estimer directement le paramètre γ d'aversion relative au risque mais collecte une note subjective d'attitude à l'égard du risque. En supposant que les rangs de distribution de cette note sont comparables à ceux de la distribution du paramètre γ estimé par Arrondel et Calvo Pardo (2008), nous définissons 4 groupes d'individus qui respectent au mieux la distribution de ce paramètre γ (Tableau 2). Nous imputons alors pour chaque individu une valeur de γ par extrapolation linéaire de manière à retrouver la moyenne observée par Barsky *et al.* (1997) pour chacun des groupes.

Tableau 2 : Imputation de l'aversion relative au risque

	Paramètre d'aversion relative au risque γ										
	<1 (les moins averses)			1≤ γ <2	2≤ γ <3,76			γ ≥3,76 (les plus averses)			
Distribution de γ (Arrondel et Calvo)											
% dans la population par groupe	4,9%			10,2%	26,6%			58,3%			
Note vis-à-vis du risque	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0
% dans l'échantillon	1%	1,2%	5%	9,1%	8,8%	22,9%	9,7%	11,8%	11,8%	7,5%	11,2%
% dans l'échantillon par groupe	7%			9,1%	31,7%			52%			
Moyenne de γ par groupe (Barsky et al.)	0,7			1,5	2,9			15,8			
Valeur imputée de γ pour chaque note vis-à-vis du risque	0,5	0,7	0,9	1,5	2,5	3,3	6,8	12,8	15,8	19,4	26,5

Lecture : Pour les personnes qui ont déclaré une note de 8 sur l'échelle subjective des préférences vis-à-vis du risque, une valeur de 0.9 leur a été affectée pour leur aversion relative au risque.

L'imputation du paramètre γ est réalisée en fixant une valeur maximale de 30, qui correspond à deux fois la moyenne observée par Barsky *et al.* (1997) parmi les individus les plus averses au risque. Parce que nos résultats peuvent être particulièrement sensibles à la mesure de ce paramètre, nous avons mené des analyses de robustesse en utilisant d'autres méthodes d'imputation. La première considère une valeur maximale de 8, qui correspond, selon Gollier (2001) au double d'un seuil « crédible » du paramètre d'aversion relative au risque. La seconde utilise les 4 valeurs moyennes observées par Barsky *et al.* (1997), sans faire d'hypothèse sur une valeur maximale. La troisième suppose une valeur unique de 3 pour tous les individus (Barcellos et Jacobson, 2014 ; Englehardt et Gruber, 2010). Les annexes A.6, A.7 et A.8, qui présentent les effets de l'Ani sur le bien-être en testant ces 3 méthodes d'imputation, confirment la stabilité des analyses que nous présentons dans la suite de ce travail, avec une ampleur plus modérée des gains et des pertes de bien-être.

5.2. Les contrats de complémentaire santé avant l'Ani

Les niveaux de garanties

Nous supposons qu'il existe 3 niveaux de garantie de complémentaire santé : A, le contrat le plus couvrant ; B, un contrat moyen et C, un contrat d'entrée de gamme (voir Annexe A.1 pour une présentation détaillée des niveaux de garanties de ces contrats⁴). D'après les résultats de l'enquête de la Drees sur les contrats les plus souscrits (Barlet *et al.*, 2016), la distribution connue la plus récente de ces contrats avant la mise en œuvre de l'Ani est la suivante : la quasi-totalité des assurés couverts par un contrat individuel bénéficient d'un contrat B (49 %) ou C (48 %) alors que ceux couverts par un contrat collectif sont majoritairement couverts par un contrat A (53 %) ou B (38 %) et seulement 9 % bénéficient d'un contrat C.

Pour affecter au mieux ces contrats aux individus de notre échantillon, nous respectons cette répartition et attribuons un contrat B ou C aux assurés couverts par un contrat individuel et un contrat A, B ou C à ceux couverts par un contrat collectif. L'imputation est réalisée en

⁴ Les niveaux de garanties affectés à ces contrats ont été imputés d'après les informations fournies par la typologie réalisée par la Drees sur les contrats les plus souscrits. 5 classes de contrats y sont décrites. La classe de contrats les plus généreux correspond à notre contrat de niveau A. Les deux classes intermédiaires correspondent au contrat de niveau B. Les deux classes les moins couvrantes correspondent au contrat de niveau C.

croisant l'appréciation des individus concernant leurs remboursements de soins de spécialistes, optiques et dentaires (très bonne, plutôt bonne ou mauvaise)⁵ avec leur revenu par unité de consommation (UC) s'ils sont couverts en individuel (Jusot *et al.*, 2012) ou avec la taille de l'entreprise par le biais de laquelle ils sont couverts s'ils bénéficient d'un contrat collectif (Perronnin *et al.*, 2012). Le tableau 3 présente les choix d'imputation des niveaux de contrats en fonction du croisement de ces variables. Par exemple, les personnes couvertes par un contrat individuel déclarant une très bonne couverture se voient affecter le meilleur contrat individuel (B) et celles déclarant une mauvaise qualité de remboursement se voient affecter le niveau de garantie le plus bas (C). Lorsque, pour les personnes couvertes en individuel, l'opinion sur les garanties est intermédiaire ou non renseignée, un contrat C est affecté si le revenu par UC est inférieur à 1 400 € et un contrat B est affecté aux plus riches.

Au final, dans notre échantillon, parmi les individus couverts par un contrat individuel, 44 % sont couverts par un contrat B et 56 % par un contrat C. Pour ceux couverts par un contrat collectif, 54 % bénéficient d'un contrat A, 37 % d'un contrat B et 9 % d'un contrat C.

Tableau 3: Imputations des niveaux de garanties des contrats individuels et collectifs

CONTRATS INDIVIDUELS				CONTRATS COLLECTIFS			
Opinion sur la couverture	Revenu mensuel par UC	%	Imputation	Opinion sur la couverture	Taille de l'entreprise	%	Imputation
Très bonne	< €1400	7,8	B	Très bonne	> 250	16,2	A
Très bonne	€1400/€3000	6,4	B	Très bonne	50/250	5,7	A
Très bonne	> €3000	0,8	B	Très bonne	< 50	5,9	B
				Très bonne	NR	2,6	A
Plutôt bonne	< €1400	21,3	C	Plutôt bonne	> 250	26,0	A
Plutôt bonne	€1400/€3000	22,1	B	Plutôt bonne	50/250	8,9	B
Plutôt bonne	> €3000	3,3	B	Plutôt bonne	< 50	10,7	B
				Plutôt bonne	NR	5,7	B
Mauvaise/Très mauvaise	< €1400	15,6	C	Mauvaise/Très mauvaise	> 250	4,3	B
Mauvaise/Très mauvaise	€1400/€3000	12,4	C	Mauvaise/Très mauvaise	50/250	1,9	C
Mauvaise/Très mauvaise	> €3000	1,4	C	Mauvaise/Très mauvaise	< 50	3,2	C
				Mauvaise/Très mauvaise	NR	1,3	C
Non renseigné	< €1400	5,2	C	Non renseigné	> 250	3,2	A
Non renseigné	€1400/€3000	3,4	B	Non renseigné	50/250	1,4	B
Non renseigné	> €3000	0,4	B	Non renseigné	< 50	3,1	C

Lecture: Pour les personnes couvertes par un contrat individuel et ayant déclaré une très bonne couverture, un contrat de niveau B a été affecté.

⁵ Nous faisons ainsi l'hypothèse que le niveau de garanties est positivement corrélé avec cette opinion. On pourrait supposer que le niveau d'aversion au risque influence l'opinion de l'assuré sur la qualité de son contrat, indépendamment de la qualité objective de celui-ci. Néanmoins, l'analyse de la distribution croisée de l'opinion sur la qualité et de l'aversion au risque montre que les distributions de l'aversion au risque conditionnelles à l'opinion vis-à-vis de la couverture sont très comparables.

Les primes des contrats

Pour imputer des primes aux contrats des assurés, nous utilisons les informations collectées par l'enquête sur les contrats les plus souscrits qui renseigne le prix des contrats selon les niveaux de couverture, l'âge des assurés et le type de contrat (Annexe A.2) (Barlet *et al.*, 2016).

La tarification des contrats individuels dépendant de l'âge des assurés, nous déterminons des primes, par tranche de dix ans, calculées par extrapolation linéaire de celles connues grâce à l'enquête sur les contrats modaux, pour des assurés âgés de 20, 40, 60 et 75 ans. Pour les primes payées par les assurés d'un contrat collectif, nous supposons, conformément aux résultats de l'enquête Protection sociale et complémentaire santé d'entreprise (PSCE) de 2009 (Perronin *et al.*, 2012), que les contrats qui existaient déjà avant l'Ani sont financés à 50% par l'employeur pour les salariés et leurs ayants droits (conjointes et enfants) et que la prime est une prime « ménage », identique pour tous les salariés (quels que soient la composition de leur ménage et leur âge). Cette prime a été calculée à partir des primes connues des assurés des contrats collectifs (Annexe A.2), en considérant qu'un ménage compte deux adultes et un enfant.

Les primes finalement imputées sont présentées dans le tableau 4.

Tableau 4 : Montants de primes imputées pour les contrats individuels et collectifs en 2012 (avant l'Ani)

	Contrats individuels		Contrats collectifs (prime ménage à la charge du salarié après la subvention de l'employeur)		
	Niveau B	Niveau C	Niveau A	Niveau B	Niveau C
15/20 ans	28,5 €	24,8 €	117 €	71,5 €	62,5 €
20/30 ans	43,3 €	37,4 €	117 €	71,5 €	62,5 €
30/40 ans	53,8 €	46,1 €	117 €	71,5 €	62,5 €
40/50 ans	65,9 €	56,6 €	117 €	71,5 €	62,5 €
50/60 ans	79,6 €	68,9 €	117 €	71,5 €	62,5 €
60/75 ans	99 €	84,5 €	117 €	71,5 €	62,5 €
Plus de 75 ans	124 €	103,5 €	117 €	71,5 €	62,5 €

Le risque financier

L'espérance d'utilité des individus dépend du risque financier auquel ils font face et donc des montants de restes à charge (RAC) associés aux I états de santé ($i = \{1, \dots, I\}$) et des probabilités que ces états de santé nature se réalisent.

$$EU_{nt} = \sum_{i=1}^I p^i U(\text{Revenu}_{nt} - \text{Prime}_{nt} - \text{RAC}_{nt}^i)$$

Nous supposons que le risque financier auquel chaque individu n fait face correspond à la distribution observée des dépenses de santé restant à la charge des individus de sa classe d'âge et de son état de santé. Nous estimons ainsi des régressions quantiles selon l'âge des individus (moins de 25 ans, 25/34 ans, 35/44 ans, 45/54 ans, 55/64 ans, plus de 64 ans), l'état de santé perçu (très bon, bon, plutôt bon, mauvais, très mauvais) et le fait d'avoir ou non une Affection de longue durée (ALD). Nous estimons les 99 premiers percentiles de la distribution des RAC que les individus de notre échantillon auraient à supporter s'ils avaient tous respectivement un contrat de niveau A, B, C ou aucun contrat de complémentaire santé. Nous considérons ainsi 99 états de la nature i avec pour chacun une probabilité $1/99$ qu'il se réalise (pour $i = \{1, \dots, 99\}$, $p^i = 1/99$). L'utilité espérée d'un individu n au temps t s'écrit alors :

$$EU_{nt} = \sum_{i=1}^{99} \frac{1}{99} U(\text{Revenu}_{nt} - \text{Prime}_{nt}^{aj} - \widehat{\text{RAC}}_{nt}^{ai})$$

$$EU_{nt} = \frac{1}{(1-\gamma)} \sum_{i=1}^{99} \frac{1}{99} (\text{Revenu}_{nt} - \text{Prime}_{nt}^{aj} - \widehat{\text{RAC}}_{nt}^{ai})^{1-\gamma}$$

Avec:

γ l'aversion relative au risque, Revenu_{nt} le revenu d'un individu n à la période t ; Prime_{nt}^{aj} la prime payée par l'individu n à la période t pour le contrat $j = \{ind, coll\}$ de qualité $a = \{0, A, B, C\}$ et $\widehat{\text{RAC}}_{nt}^{ai}$ les RAC d'un individu n couvert par un contrat a à la période t qui fait face à l'état de santé i .

$a=0$ et $\text{Prime}_{jt}^0 = 0$ correspondent à une situation de non couverture par une complémentaire santé. Dans ce cas, $\widehat{\text{RAC}}_{nt}^{0i}$ est égal aux dépenses de santé qui restent à la charge des individus après remboursement de l'assurance maladie obligatoire.

5.3. Les changements de couverture à attendre de l'Ani

Les changements de niveaux de garanties

Conformément à la loi, nous supposons qu'après l'Ani, tous les salariés du secteur privé disposeront d'un contrat collectif et que les chômeurs de courte durée anciennement salariés du secteur privé bénéficieront de la portabilité de la couverture de leur ancienne entreprise.

Concernant les entreprises qui proposaient déjà un contrat collectif avant l'Ani, nous supposons qu'elles continueront d'offrir, après la réforme, le même contrat dans les mêmes conditions (en termes de niveau de garanties et de participation de l'employeur pour les salariés et leurs ayants droit). Pour les entreprises qui ne proposaient pas de contrat collectif avant l'Ani, nous considérons que les nouveaux contrats proposés offrent les garanties minimales imposées par la loi, c'est-à-dire des contrats C+ pour leurs salariés uniquement (et pas pour leurs ayants droit). Les contrats C+ offrent des garanties quasiment similaires aux contrats C mais sont très légèrement plus généreux sur les postes optiques et dentaires (Annexe A.1). Pour les chômeurs qui sont amenés à bénéficier de la portabilité grâce à l'Ani – c'est-à-dire ceux qui avant la réforme sont soit couverts par un contrat individuel soit non couverts par un contrat de complémentaire santé – nous leur affectons, compte tenu de l'absence d'information relative à l'ancienne entreprise dans laquelle ils travaillaient, un contrat collectif de niveau C+.

Suivant ces hypothèses, nous identifions 9 trajectoires assurantielles (Tableau 5). Une description des individus de chaque trajectoire est présentée en annexe A.3.

Tableau 5: Trajectoires assurantielles selon la couverture des individus avant et après l’Ani

Trajectoire	Avant l'Ani	Après l'Ani	Effectif	%
<i>Collectif</i>				
Trajectoire 1	Collectif A	Collectif A	1162	19%
Trajectoire 2	Collectif B	Collectif B	799	13%
Trajectoire 3	Collectif C	Collectif C +	204	3%
<i>Individuel</i>				
Trajectoire 4	Individuel B	Individuel B	1308	21%
Trajectoire 5	Individuel B	Collectif C +	321	6%
Trajectoire 6	Individuel C	Individuel C	1679	26%
Trajectoire 7	Individuel C	Collectif C +	385	7%
<i>Sans complémentaire</i>				
Trajectoire 8	Sans complémentaire	Collectif C +	78	2%
Trajectoire 9	Sans complémentaire	Sans complémentaire	186	3%
Ensemble			6122	100%

Lecture: Les individus de la Trajectoire 1 représentent 19% de l'échantillon. Ceux qui sont supposés basculer d'un contrat individuel à un contrat collectif (T5 et T7) représentent 13% de l'échantillon.

Les changements concernant les primes des contrats

Lorsqu'un contrat collectif existait déjà avant la réforme de l'Ani, nous supposons inchangée la prime payée par le salarié après l'Ani (Tableau 4). Pour les contrats collectifs qui n'existaient pas avant l'Ani, nous considérons que l'employeur propose un contrat correspondant au minimum imposé par la loi, c'est-à-dire un contrat pour le salarié uniquement et non plus pour sa famille, avec une participation à hauteur de 50 % de la prime. La prime payée par le salarié après subvention est à présent égale à 25,25 €, soit 50 % du coût par assuré d'un contrat de qualité C (Annexe A.2). Nous considérons deux scénarios concernant la stratégie des employeurs pour financer ce coût :

- 1/ Dans un premier scénario, nous supposons que les employeurs prennent à leur charge ce coût additionnel sans modifier les salaires et avantages de leurs salariés.
- 2/ Dans un second scénario, qui est appelé dans la suite de ce travail le scénario de « substitution », nous supposons que les employeurs intègrent ce coût aux rémunérations de leurs salariés en réduisant d'autant leur salaire. Selon ce scénario, qui implique que les salariés payent *in fine* la totalité de la prime, les contrats collectifs restent toutefois, à niveau identique de garanties, moins chers que les contrats individuels pour les salariés de 40 ans et plus. Ils sont en revanche plus chers pour les salariés de moins de 40 ans (Annexe A.2).

Nous considérons également 2 scénarios concernant les primes des contrats individuels :

- 1/ Dans un premier scénario, nous maintenons inchangées les primes de ces contrats.
- 2/ Dans un second scénario, nous tenons compte du fait que la sortie des salariés du privé du marché individuel de la complémentaire santé (qui concerne 31% des salariés de notre échantillon) va modifier le risque santé du pool d'assurés qui restent couverts par un contrat individuel et ainsi impacter les primes payées par les assurés. Dans ce travail, nous considérons une hausse de 10% des contrats individuels, qui correspond à l'augmentation des restes à charge que nous observons entre le pool d'assurés couverts en individuel avant l'Ani et le pool d'assurés couverts en individuel après l'Ani (Annexe A.4)⁶.

Les scénarios selon lesquels les primes des contrats individuels et les salaires des salariés restent inchangés peuvent sembler peu réalistes compte tenu de la façon dont les organismes de complémentaire santé fixent leur tarifs (Barlet *et al.*, 2016) et des impacts qu'une telle réforme peut induire sur le marché du travail (Buchmueller *et al.*, 2011; Lee *et al.*, 2005 ; Gruber, 2000). Ils permettent toutefois d'évaluer la réforme de l'Ani sous l'angle des considérations que les décideurs publics avaient lors de la signature de cet accord. En effet, la probable détérioration de la structure de risque sur le marché individuel n'avait pas été anticipée et la participation de l'employeur était considérée comme une avancée sociale pour les salariés qui ne bénéficiaient pas de contrat d'entreprise, c'est-à-dire pour les salariés les plus précaires (Pierre et Jusot, 2017 ; Perronnin *et al.*, 2012). Les scénarios alternatifs qui considèrent que les salariés payent en réalité la totalité de la prime du contrat collectif et que, sur le marché individuel, la détérioration du risque santé induit une hausse des primes des contrats, permettent de tenir compte des réels enjeux de la réforme.

Notons que, concernant les primes des contrats, nous maintenons inchangées les primes des contrats collectifs même si l'arrivée des salariés qui basculent sur ce marché améliore sensiblement le risque santé du pool d'assurés couverts par un contrat collectif (-5 % de RAC en moyenne, Annexe A.4.bis). En effet, compte tenu des comptes déficitaires des contrats collectifs (Barlet *et al.*, 2016), du coût de la portabilité financée en totalité par les primes des salariés en emploi et du faible pouvoir de négociation des entreprises qui mettent en place un contrat d'entreprise avec les assureurs (du fait de leur taille), il ne nous semble pas crédible de considérer une diminution des primes des contrats collectifs.

⁶ Les contrats de fonctionnaires n'étant pas soumis à la même logique de marché que les autres contrats individuels, cette hausse ne leur est pas appliquée.

6. Analyses descriptives

Avant de présenter les résultats sur le bien-être, nous décrivons rapidement la population couverte par une complémentaire santé en 2012 ainsi que les individus affectés par la réforme et les variations à attendre de bien-être au regard des scénarios présentés précédemment.

6.1. La couverture par une complémentaire santé avant l'Ani

En 2012, 4,5 % des individus de notre échantillon (âgés de 15 ans et plus) ne bénéficiaient d'aucune complémentaire santé, 35,4 % étaient couverts par un contrat collectif (par le biais de leur employeur ou en tant qu'ayant droit d'un membre de leur ménage) et 60,1 % bénéficiaient d'un contrat individuel (Tableau 1). Selon les hypothèses présentées précédemment, ils seraient 49,6 % à bénéficier d'un contrat collectif après la réforme de l'Ani, 47,4 % devraient conserver une couverture individuelle et près de 3 % devraient rester non couverts (Tableau 6).

Avant la réforme de l'Ani, la couverture par un contrat collectif (trajectoires 1, 2 et 3) est plus souvent associée aux revenus les plus élevés (47,9 % pour les plus riches contre 22,4 % pour les plus pauvres), à un meilleur état de santé (41,8 % contre 11,7 % parmi ceux en mauvaise santé) ainsi qu'à une moindre aversion au risque (41,3 % *versus* 27 % parmi les plus averses au risque) (Tableau 6). La réforme devrait faire bénéficier d'un contrat collectif à 34,2 % des individus initialement sans couverture en 2012 et à 21,1 % de ceux couverts par un contrat individuel (trajectoires 5, 7 et 8). Cela concerne principalement des individus jeunes, de revenu intermédiaire, en bonne santé et plutôt peu averses au risque. Notons qu'il s'agit ici des individus concernés par une éventuelle baisse de salaire en cas de réalisation du scénario de substitution.

Les individus qui devraient rester couverts par un contrat individuel après l'Ani (trajectoires 4 et 6) sont surreprésentés parmi les plus âgés (environ 90 % des plus de 60 ans), les plus pauvres (56,5 %), ceux en mauvaise santé perçue (71,2 %) et ceux avec la plus forte aversion au risque (57,4 %). Selon nos hypothèses, ce sont ces individus qui pourraient voir le montant de leur prime augmenter de 10 %.

Tableau 6: Taux de personnes couvertes par un contrat collectif, un contrat individuel ou non couvertes selon l'âge, les caractéristiques socio-économiques et l'aversion au risque.

	Couverts par un contrat collectif avant la réforme (T1, T2 et T3)	Couverts par un contrat collectif grâce à la réforme (T5, T7 et T8)	Couverts par un contrat individuel avant et après la réforme (T4 et T6)	Non couverts avant et après la réforme (T9)	Total (%)
Age					
15/18 ans	60,7	0,7	37	1,6	100
18/30 ans	46,4	28,1	22,9	2,6	100
31/40 ans	53,7	21,8	22,9	1,6	100
41/50 ans	54,3	18,5	25,2	2	100
51/60 ans	43,3	17,9	35,5	3,2	100
61/70 ans	5,5	1,9	88,1	4,5	100
71/80 ans	0,5	0	96,7	2,8	100
Plus de 80 ans	0	0,3	93,2	6,5	100
Situation d'emploi					
En emploi	54,5	23,5	21,1	1	100
Retraités	1,2	0	94,3	4,4	100
Chômeurs	22,4	26,9	41,6	9	100
Etudiants	56,5	0	40,7	2,8	100
Personnes au foyer	25,7	0	66,3	8	100
Autres	5,9	0	83,8	10,4	100
Revenu mensuel par UC					
<= 1100€	22,4	14,7	56,5	6,4	100
1101€/1500€	32	17,1	48,1	2,8	100
1501€/2000€	38,5	15,5	44,5	1,6	100
>2000€	47,9	9,7	41,3	1,2	100
Santé perçue					
Très bonne/Bonne	41,8	15,7	40,4	2,1	100
Plutôt bonne	24,9	12,3	59,8	3,1	100
Mauvaise/Très mauvaise	11,7	6,8	71,2	10,3	100
Préférences vis-à-vis du risque					
Les plus averses	27	12,1	57,4	3,6	100
Aversion intermédiaire	38,9	14,8	43,9	2,5	100
Les moins averses	41,3	18,3	36	4,4	100
Complémentaire santé					
Sans contrat	0	34,2	0	65,8	100
Contrat collectif	100	0	0	0	100
Contrat individuel	0	21,1	78,9	0	100
Total	35,4	14,2	47,4	2,9	100

Lecture: 35,4% des individus de l'échantillon bénéficiaient déjà d'un contrat collectif avant la réforme de l'Ani. 14,2% des individus de l'échantillon sont amenés à gagner une couverture collective grâce à la réforme. Ils sont 18,5% parmi les 41/50 ans.

6.2. Les variations attendues de bien-être

Les effets à attendre de la réforme sur le bien-être des individus varient selon les trajectoires assurantielles des individus et selon les scénarios envisagés sur les primes des contrats individuels et collectifs (Tableau 7).

Tableau 7: Effets attendus de l'Ani sur le bien-être de la population selon les trajectoires assurantielles

Trajectoires	Complémentaire Santé		Hypothèses sur les primes des contrats			
	Avant la réforme	Après la réforme	Hausse des primes individuelles: Non		Hausse des primes individuelles: Oui	
			Substitution: Non	Substitution: Oui	Substitution: Non	Substitution: Oui
1	Collectif A	Collectif A	+0	+0	+0	+0
2	Collectif B	Collectif B	+0	+0	+0	+0
3	Collectif C	Collectif C+	+0	+0	+0	+0
4	Individuel B	Individuel B	0	0	-	-
5	Individuel B	Collectif C+	?	?	?	?
6	Individuel C	Individuel C	0	0	-	-
7	Individuel C	Collectif C+	+	?	+	?
8	Sans couverture	Collectif C+	?	?	?	?
9	Sans couverture	Sans couverture	0	0	0	0
	Ensemble		?	?	?	?

Note: Les contrats de niveaux C+ sont très similaires aux contrats de niveaux C. Ils sont légèrement supérieurs en optique et dentaire (voir tableau A.1 en annexe pour plus de précisions).

Pour les individus qui bénéficiaient déjà d'un contrat collectif avant l'Ani (trajectoires 1, 2 et 3), le bien-être n'est pas amené à se modifier pour les personnes en emploi puisque, selon nos hypothèses, les primes et les niveaux de garanties restent identiques avant et après la réforme. En revanche, pour les chômeurs de courte durée anciennement salariés du secteur privé, le bien-être pourrait être amélioré puisque la réforme leur permet dorénavant de conserver, à titre gratuit, leur ancienne couverture d'entreprise. Ainsi, certains individus des trajectoires 1, 2 et 3 pourraient donc voir leur bien-être augmenter.

Pour les individus qui sont amenés à basculer du marché individuel au marché collectif mais dont le niveau de garanties devrait rester quasiment identique (trajectoire 7), le bien-être devrait augmenter pour les salariés dès lors que l'on considère que l'employeur finance la moitié de la prime en laissant inchangé le niveau des salaires. En effet, dans ce cas-là, le montant de la prime dont ils doivent s'acquitter reste toujours plus avantageuse que celui qu'il devrait payer pour un contrat individuel de qualité équivalente. Si l'on considère toutefois que

les employeurs intègrent le montant de leur participation aux salaires, l'effet de la réforme dépend de l'âge du salarié : le bien-être des plus de 40 ans devrait augmenter alors que celui des plus jeunes devrait diminuer. Les graphiques présentés en annexe A.9 présentent, de façon théorique, comment le bien-être de ces individus est amené à se modifier, selon leur âge et selon la participation de l'employeur.

Pour les salariés qui avaient choisi un contrat individuel de qualité B avant l'Ani (trajectoire 5), il n'est pas possible de définir *a priori* dans quel sens leur bien-être est modifié. En effet, ces salariés sont couverts par un contrat de moins bonne qualité après la réforme qui implique une hausse de l'exposition financière au risque mais bénéficient, dans le même temps, d'une baisse de leur prime d'assurance, du fait de la diminution des garanties et, possiblement, de la participation de leur employeur.

L'effet de l'Ani sur le bien-être est également inconnu, *a priori*, pour les salariés anciennement non couverts : le risque financier auquel ils font face devrait être réduit mais ils sont contraints, en revanche, de payer une prime d'assurance. Enfin, concernant les individus qui, par hypothèse, restent couverts par le contrat individuel qu'ils avaient choisi avant l'Ani (trajectoires 4 et 6), le bien-être est identique sous l'hypothèse que les primes restent inchangées mais diminue dès lors que l'on considère une augmentation de celles-ci.

Pour évaluer l'effet de la réforme sur le bien-être collectif de la population, il faut donc mesurer le signe et l'intensité des variations de bien-être de chaque trajectoire et étudier dans quelle mesure les gains et les pertes de chacun des groupes d'individus se compensent.

7. Résultats

7.1. L'effet de l'Ani sur le bien-être de l'ensemble de la population

Les effets de l'Ani sur le bien-être collectif sont présentés dans le tableau 8. Le tableau 9 concerne la proportion de gagnants, de perdants et de personnes neutres face à la réforme. Le tableau 10 présente la distribution des équivalents certains, des primes de risque et des espérances de gain dans l'ensemble de la population.

Tableau 8 : Impact de l'Ani sur le bien-être collectif et par trajectoire assurantielle

	Utilité Espérée		Equivalent Certain		Prime de risque	Espérance de revenu		
	Variation	Variation	Total	Moy.	Moy.	Total	Effet Prime	Effet RAC
	absolue	relative				Moy.	Moy.	Moy.
Ensemble de l'échantillon (6122)								
Substitution Non								
Hausse des primes Non	30,81	0,10%	308 716 €	51 €	-3 €	48 €	47 €	1 €
Hausse des primes Oui	16,07	0,05%	40 044 €	7 €	-2 €	5 €	4 €	1 €
Substitution Oui								
Hausse des primes Non	-24,91	-0,08%	19 429 €	3 €	-2 €	1 €	0 €	1 €
Hausse des primes Oui	-39,65	-0,13%	-249 244 €	-41 €	-1 €	-42 €	-43 €	1 €
Trajectoire 1 (1162) - Coll A / Coll A								
Substitution Non								
	0,11	0,002%	6 533 €	6 €	0 €	6 €	6 €	0 €
Substitution Oui								
	0,03	0,001%	1 633 €	1 €	0 €	1 €	1 €	0 €
Trajectoire 2 (799) - Coll B / Coll B								
Substitution Non								
	0,00012	<0,001%	3 023 €	4 €	0 €	4 €	4 €	0 €
Substitution Oui								
	0,00003	<0,001%	756 €	1 €	0 €	1 €	1 €	0 €
Trajectoire 3 (204) - Coll C / Coll C+								
Substitution Non								
	0,98	0,05%	2 301 €	11 €	0 €	11 €	11 €	0 €
Substitution Oui								
	0,25	0,01%	576 €	3 €	0 €	3 €	3 €	0 €
Trajectoire 4 (1308) - Ind B / Ind B								
Hausse des primes Non								
	0	0%	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €
Hausse des primes Oui								
	-8,99	-0,15%	-122 774 €	-94 €	1 €	-93 €	-93 €	0 €
Trajectoire 5 (321) - Ind B / Coll C+								
Substitution Non								
	16,27	0,62%	119 107 €	371 €	22 €	393 €	488 €	-95 €
Substitution Oui								
	-2,72	-0,10%	5 927 €	18 €	23 €	41 €	136 €	-95 €
Trajectoire 6 (1679) - Ind C / Ind C								
Hausse des primes Non								
	0	0%	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €
Hausse des primes Oui								
	-5,75	-0,15%	-145 898 €	-87 €	3 €	-84 €	-84 €	0 €
Trajectoire 7 (385) - Ind C / Coll C+								
Substitution Non								
	16,9	0,97%	163 467 €	425 €	-27 €	398 €	375 €	23 €
Substitution Oui								
	-4,76	-0,27%	27 682 €	72 €	-24 €	48 €	24 €	23 €
Trajectoire 8 (78) - Sans couverture / Coll C+								
Substitution Non								
	-3,45	-0,21%	14 286 €	183 €	-165 €	18 €	-304 €	322 €
Substitution Oui								
	-17,7	-1,08%	-17 145 €	-220 €	-162 €	-382 €	-704 €	322 €
Trajectoire 9 (186) - Sans couverture / Sans couverture								
	0	0%	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €

Note de lecture: Parmi les individus de la trajectoire 5, la somme des utilités espérées augmente de 0,62% après l'Ani si l'on considère que les salaires restent inchangés. Cette hausse de bien-être correspond à un gain monétaire de 371€ par individu. 393€ proviennent d'une hausse de l'espérance de gain. 22€ reflètent le coût de l'augmentation du risque financier.

Lorsque l'on considère tout d'abord que les employeurs n'intègrent pas le montant de leur participation aux salaires et que les primes des contrats individuels restent inchangées, les résultats montrent que l'Ani induit une augmentation du bien-être collectif de +0,10 %. Cette hausse correspond à un gain monétaire annuel total de 308 716 € pour les 6 122 personnes de notre échantillon soit un gain moyen de 51 € par personne (Tableau 8). Ce gain est largement expliqué par une augmentation du revenu disponible espéré (48 €), qui est amélioré grâce à la réduction des primes payées par les salariés (47 €). L'amélioration de bien-être est donc le résultat de la participation des employeurs aux primes des contrats collectifs qui, dans ce scénario, vient augmenter la richesse totale présente dans l'économie. En étudiant les proportions respectives de gagnants, de perdants et de neutres, on constate que, selon ce scénario, la réforme est presque « Pareto améliorante » puisqu'elle permet d'augmenter le bien-être de 14 % des individus pour une proportion quasi-nulle de perdants (1 %) (Tableau 9). Les 5 % d'individus qui gagnent le plus voient leur bien-être augmenter d'un équivalent monétaire de plus de 419 € (Tableau 10).

Ces résultats ne tiennent toutefois pas compte des effets que l'Ani pourrait engendrer sur le marché individuel : l'effet positif de la réforme sur le bien-être collectif est ainsi diminué de moitié (+0,05 %) dès lors que l'on considère une hausse des primes des contrats individuels de 10 %. Le gain monétaire équivalent à cette hausse de bien-être est quasi-nul (7 € en moyenne) et la proportion de perdants est très élevée : 42 % pour seulement 14 % de gagnants. Notons toutefois que le changement de bien-être correspond à un gain de plus de 419 € pour les 5 % d'individus qui gagnent le plus alors qu'il représente un coût de 136 € pour les 5 % d'individus qui perdent le plus (Tableau 10).

Si en *sus* de la hausse des primes des contrats individuels, les employeurs intègrent le montant de leur participation à la rémunération de leurs salariés, l'Ani induit une diminution du bien-être collectif équivalente à une perte monétaire de 41 € par personne. Les gagnants ne représentent plus que 7 % de la population pour 49 % de perdants, avec des pertes pouvant atteindre des montants supérieurs aux gains maximums (5 % de la population perdent plus de 146 € alors que 5 % gagnent plus de 101 €).

Tableau 9 : Proportions de gagnants, de neutres et de perdants

	Gagnants	Neutres	Perdants
Ensemble de l'échantillon (6122)			
Substitution Non			
Hausse des primes Non	14%	86%	1%
Hausse des primes Oui	14%	44%	42%
Substitution Oui			
Hausse des primes Non	7%	86%	7%
Hausse des primes Oui	7%	44%	49%
Trajectoire 1 - Collectif A / Collectif A			
Substitution NON			
Substitution OUI	1%	99%	0%
Trajectoire 2 - Collectif B / Collectif B			
Substitution NON			
Substitution OUI	1%	99%	0%
Trajectoire 3 - Collectif C / Collectif C+			
Substitution NON			
Substitution OUI	2%	98%	0%
Trajectoire 4 - Individuel B / Individuel B			
Hausse des primes NON			
Hausse des primes OUI	0%	100%	0%
Trajectoire 5 - Individuel B / Collectif C+			
Substitution NON			
Substitution OUI	99%	0%	1%
Trajectoire 6 - Individuel C / Individuel C			
Hausse des primes NON			
Hausse des primes OUI	0%	11%	89%
Trajectoire 7 - Individuel C / Collectif C+			
Substitution NON			
Substitution OUI	100%	0%	0%
Trajectoire 8 - Sans couverture / Collectif C+			
Substitution NON			
Substitution OUI	56%	0%	44%
Substitution OUI			
Substitution OUI	10%	0%	90%

Note de lecture: Parmi les individus de la trajectoire 5, si l'on considère l'existence d'une substitution entre les salaires et les primes, 45% voient leur bien-être augmenter et 55% voient leur bien-être diminuer.

7.2. L'effet de l'Ani selon les trajectoires assurantielles des individus

Pour ceux qui basculent d'un contrat individuel à un contrat collectif

Les individus qui basculent sur un contrat collectif en conservant des garanties équivalentes (Trajectoire 7) voient leur bien-être augmenter suite à la réforme. Leur gain en bien-être correspond à un équivalent monétaire de 425 € en moyenne (Tableau 8). Ce résultat est toutefois conditionné au fait que les employeurs n'intègrent pas le montant de leur subvention aux salaires de leurs salariés. En effet, si les salariés payent en réalité la totalité de leur prime d'assurance, la hausse de bien-être disparaît : près de la moitié des individus de cette trajectoire sont perdants (Tableau 9) et pour 10 % d'entre eux, les plus jeunes, l'Ani induit même une baisse de bien-être équivalente à une perte de plus de 151 € (Tableau 10).

Concernant les individus qui basculent sur un contrat collectif et qui perdent en qualité de contrat (Trajectoire 5), le bien-être augmente également sous condition que les salaires restent identiques. Cette hausse est équivalente à un gain monétaire moyen de 371 € par assuré (Tableau 8). Selon ce scénario, le gain induit par la réduction de la prime (due à la subvention de l'employeur et à la baisse des garanties) est donc plus élevé que la perte subie du fait de l'augmentation des restes à charge (+488 € versus -117 € en moyenne, 95 € étant liés à la diminution du revenu espéré et 22 € étant liés au coût que représente la hausse de l'exposition financière au risque). Si l'on considère en revanche que les employeurs intègrent le montant de leur subvention aux salaires, la hausse de bien-être précédemment observée s'efface. La majorité d'entre eux (55 %) voient alors leur bien-être se réduire (pour 45 % de gagnants).

Pour les individus qui deviennent couverts grâce à la réforme

Quel que soit le scénario sur la participation des employeurs, le bien-être des individus qui bénéficient d'une couverture grâce à la réforme (Trajectoire 8) diminue après la réforme. Sous l'hypothèse que les salaires restent les mêmes, cette diminution de bien-être collectif correspond toutefois à un gain monétaire de +183 € en moyenne par personne (Tableau 8). Ce résultat traduit le fait que les personnes qui voient leur utilité augmenter grâce à la réforme (qui sont 56 %) valorisent plus leur changement de bien-être que celles pour qui l'utilité diminue (44 %) (Tableau 9). Contrairement aux résultats associés aux autres trajectoires assurantielles, ce gain monétaire est largement induit par une réduction de l'exposition au

risque financier, de l'ordre de 165 € en moyenne. En revanche, la réduction attendue des restes à charge (322 €) est comparable au coût que représente la participation des salariés au paiement de leur prime (304 €).

En revanche, si les employeurs intègrent leur participation aux salaires, le bien-être des individus anciennement non couverts diminue fortement, ce qui représente un coût monétaire de 220 € en moyenne. 90 % des individus de cette trajectoire sont alors perdants. Le gain en bien-être induit par la réduction du risque financier (+162 €) ne suffit pas à compenser la baisse du revenu disponible espéré (-382 €) qui diminue fortement du fait du coût que représente la prime d'assurance (Tableau 8).

Pour ceux qui restent couverts par le même contrat avant et après la réforme

Pour ceux qui étaient déjà couverts par un contrat collectif avant la réforme (Trajectoires 1, 2 et 3), le bien-être est amené à augmenter très faiblement. Ce résultat est induit par le fait que quelques individus appartenant à ces trajectoires sont des chômeurs de courte durée anciennement salariés du privé qui bénéficiaient déjà, avant l'Ani, de la portabilité de leur ancien contrat d'entreprise mais qui devaient s'acquitter du montant de la prime.

Pour les individus des trajectoires 4 et 6 qui sont amenés à conserver leur contrat individuel, le bien-être diminue pour chacun d'entre eux dès lors que l'on suppose une augmentation des primes⁷. Le coût monétaire associé à la perte de bien-être s'élève respectivement à 94 € et à 87 € en moyenne pour les bénéficiaires d'un contrat de niveau B et C. Il représente respectivement plus de 144 € et plus de 128 € pour 10 % d'entre eux.

⁷ A l'exception toutefois de ceux qui ont souscrit des contrats de mutuelles de la Fonction publique pour lesquels la prime est supposée inchangée.

Tableau 10 : Impact de l'Ani sur les variations individuelles d'équivalents certains, de primes de risque et d'espérance de gain

	Ensemble de l'échantillon				Trajectoire 4 Ind B/Ind B		Trajectoire 5 Ind B/Coll C+		Trajectoire 6 Ind C/Ind C		Trajectoire 7 Ind C/Coll C+		Trajectoire 8 * NC/Coll C+	
	Substitution NON Hausse des primes		Substitution OUI Hausse des primes		Hausse des primes		Substitution		Hausse des primes		Substitution		Substitution	
	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui
	Equivalents certains													
P99	683 €	683 €	305 €	305 €	0 €	0 €	767 €	450 €	0 €	0 €	907 €	506 €	2 073 €	1 746 €
P95	419 €	419 €	101 €	101 €	0 €	0 €	578 €	236 €	0 €	0 €	751 €	404 €	1 003 €	503 €
P90	244 €	244 €	0 €	0 €	0 €	0 €	536 €	228 €	0 €	0 €	622 €	292 €	376 €	68 €
P75	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	-60 €	476 €	157 €	0 €	-72 €	552 €	189 €	202 €	-163 €
P50	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	-120 €	278 €	-28 €	0 €	-108 €	404 €	48 €	31 €	-277 €
P25	0 €	-109 €	0 €	-114 €	0 €	-121 €	155 €	-153 €	0 €	-120 €	264 €	-43 €	-66 €	-372 €
P10	0 €	-121 €	0 €	-132 €	0 €	-144 €	139 €	-167 €	0 €	-128 €	155 €	-151 €	-119 €	-425 €
P5	0 €	-136 €	-44 €	-146 €	0 €	-146 €	134 €	-175 €	0 €	-135 €	152 €	-154 €	-164 €	-470 €
P1	0 €	-146 €	-283 €	-283 €	0 €	-156 €	-15 €	-321 €	0 €	-142 €	9 €	-297 €	-167 €	-473 €
	Primes de risque													
P99	30 €	31 €	30 €	31 €	0 €	13 €	201 €	211 €	0 €	22 €	0 €	0 €	-1 €	-1 €
P95	1 €	12 €	1 €	12 €	0 €	3 €	74 €	77 €	0 €	16 €	-1 €	-1 €	-1 €	-1 €
P90	0 €	5 €	0 €	5 €	0 €	1 €	51 €	52 €	0 €	13 €	-1 €	-1 €	-3 €	-3 €
P75	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	21 €	22 €	0 €	4 €	-2 €	-2 €	-5 €	-5 €
P50	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	8 €	8 €	0 €	1 €	-7 €	-7 €	-20 €	-20 €
P25	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	2 €	2 €	0 €	0 €	-24 €	-21 €	-84 €	-83 €
P10	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	1 €	1 €	0 €	0 €	-68 €	-61 €	-267 €	-266 €
P5	-5 €	-5 €	-5 €	-5 €	0 €	0 €	1 €	1 €	0 €	0 €	-98 €	-90 €	-763 €	-722 €
P1	-73 €	-73 €	-69 €	-69 €	0 €	0 €	1 €	1 €	0 €	0 €	-265 €	-239 €	-1 964 €	-1 943 €
	Espérances de gain													
P99	568 €	568 €	251 €	251 €	0 €	0 €	774 €	461 €	0 €	0 €	857 €	441 €	309 €	-78 €
P95	407 €	407 €	94 €	94 €	0 €	0 €	678 €	244 €	0 €	0 €	573 €	252 €	240 €	-144 €
P90	258 €	258 €	0 €	0 €	0 €	0 €	546 €	237 €	0 €	0 €	558 €	251 €	191 €	-185 €
P75	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	-60 €	537 €	229 €	0 €	-72 €	548 €	113 €	109 €	-250 €
P50	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	-120 €	372 €	-11 €	0 €	-108 €	398 €	1 €	-5 €	-311 €
P25	0 €	-108 €	0 €	-108 €	0 €	-120 €	155 €	-151 €	0 €	-108 €	262 €	-44 €	-115 €	-421 €
P10	0 €	-120 €	0 €	-120 €	0 €	-144 €	142 €	-164 €	0 €	-120 €	152 €	-154 €	-122 €	-428 €
P5	0 €	-120 €	-44 €	-144 €	0 €	-144 €	142 €	-164 €	0 €	-120 €	151 €	-155 €	-168 €	-474 €
P1	0 €	-144 €	-298 €	-298 €	0 €	-144 €	-13 €	-319 €	0 €	-120 €	8 €	-298 €	-169 €	-475 €

* Les distributions de la trajectoire 8 sont à prendre avec précaution compte tenu des faibles effectifs de cette trajectoire.

7.3. Répartition des gagnants, des neutres et des perdants de la réforme selon les caractéristiques individuelles

Au-delà des effets de l'Ani sur le bien-être des individus selon leur trajectoire assurantielle, nous étudions dans quelle mesure la réforme bénéficie ou non à ceux qui en auraient le plus besoin. Nous présentons alors les proportions de gagnants (ceux qui pour le bien-être augmente), de perdants (ceux pour qui le bien-être diminue) et de neutres (ceux pour qui le bien-être reste identique) selon l'âge, la santé perçue, le revenu, la situation sur le marché de l'emploi et le niveau d'aversion au risque (Tableau 11).

Rappelons tout d'abord que selon le scénario où les salaires et les primes restent inchangés, il n'y a quasiment pas de perdants suite à la réforme de l'Ani (1 % de l'ensemble de la population). Les gagnants en revanche, qui sont 14 % au total, sont plus nombreux parmi les individus dont le revenu est légèrement supérieur au revenu le plus faible (16,7 % lorsque le revenu mensuel par UC est compris entre 1 101 € et 1 500 € contre 14,5 % parmi les plus pauvres et 9,2 % parmi les plus riches, ces derniers étant plus souvent neutres face à la réforme). De manière attendue, ce sont les individus en âge d'être actifs qui sont plus souvent gagnants. Il en est de même pour les individus déclarant une bonne ou une très bonne santé perçue : 14,9 % *versus* 6,8 % parmi ceux déclarant une mauvaise santé perçue.

En considérant que les primes des contrats individuels augmentent, mais que les salaires ne sont pas modifiés, les gagnants restent strictement les mêmes. Les perdants, en revanche, qui représentent alors 42 % de l'échantillon, sont surreprésentés au sein des populations les plus fragiles c'est-à-dire au sein des plus pauvres (52,9 %), des plus âgés (94,7 %) et de ceux en mauvaise santé perçue (68,7 %). Ils sont également plus nombreux parmi les individus les plus averses au risque (52,7 %). Le scénario qui considère en plus une intégration de la participation des employeurs aux salaires exacerbe la proportion de perdants au sein des plus pauvres, de ceux en mauvaise santé ainsi que des plus averses au risque (respectivement 59,7 %, 70,9 % et 57,3 % de perdants).

Tableau 11 : Proportions de perdants, de gagnants et de neutres selon les caractéristiques démographiques et socioéconomiques

	Substitution NON						Substitution OUI					
	Hausse des primes Non			Hausse des primes Oui			Hausse des primes Non			Hausse des primes Oui		
	Gagnants	Neutres	Perdants	Gagnants	Neutres	Perdants	Gagnants	Neutres	Perdants	Gagnants	Neutres	Perdants
Revenu mensuel par UC												
<= 1100€	14,5	84,8	0,6	14,5	32,6	52,9	7,8	84,8	7,4	7,8	32,6	59,7
1101€/1500€	16,7	82,8	0,5	16,7	41,2	42,1	7,3	82,8	9,9	7,3	41,2	51,4
1501€/2000€	14,6	84,3	1,1	14,6	46,2	39,2	7,6	84,3	8,2	7,6	46,2	46,2
>2000€	9,2	90,1	0,7	9,2	56	34,8	4,7	90,1	5,2	4,7	56	39,3
Age												
15/30 ans	19,1	78,6	2,3	19,1	58,7	22,2	1,4	78,6	20	1,4	58,7	39,9
31/45 ans	21	77,8	1,2	21	64	15	7,1	77,8	15	7,1	64	28,9
46/60 ans	18,3	81,6	0,1	18,3	58,7	23,1	17,2	81,6	1,2	17,2	58,7	24,1
61/75 ans	1,5	98,5	0	1,5	9,1	89,4	1,4	98,5	0,1	1,4	9,1	89,5
Plus de 75 ans	0,2	99,8	0	0,2	5,2	94,7	0,2	99,8	0	0,2	5,2	94,7
Santé perçue												
Très bonne/Bonne	14,9	84	1,1	14,9	51	34,1	7	84	9	7	51	42
Plutôt bonne	12,6	87,4	0	12,6	31,5	55,9	6,9	87,4	5,7	6,9	31,5	61,6
Mauvaise/Très Mauvaise	6,8	93,2	0	6,8	24,5	68,7	4,5	93,2	2,2	4,5	24,5	70,9
Aversion au risque												
Les plus averses	11,8	87,7	0,5	11,8	35,5	52,7	6,8	87,7	5,5	6,8	35,5	57,7
Aversion intermédiaire	14,5	85	0,6	14,5	47,7	37,9	6,9	85	8,1	6,9	47,7	45,4
Les moins averses	16	81,1	3	16	51,3	32,7	5,9	81,1	13	5,9	51,3	42,8
Statut d'emploi												
En emploi	22,1	76,5	1,3	22,1	65,4	12,5	10,4	76,5	13	10,4	65,4	24,1
Retraités	0	100	0	0	5,8	94,2	0	100	0	0	5,8	94,2
Chômeurs	32,2	67,8	0	32,2	28,7	39	21,7	67,8	10,6	21,7	28,7	49,6
Etudiants	0	100	0	0	66,5	33,5	0	100	0	0	66,5	33,5
Personnes au foyer	0	100	0	0	35,2	64,8	0	100	0	0	35,2	64,8

Note de lecture : Si les primes et les salaires restent inchangés, le bien-être augmente pour 14,5 % des personnes dont le revenu/UC est inférieur à 1 100€ après l'Ani.

7.4. Les effets propres de la généralisation de la complémentaire santé d'entreprise

Les résultats présentés dans ce travail évaluent les effets à attendre de la réforme de l'Ani en considérant simultanément la généralisation de la complémentaire santé collective et la portabilité. Bien que les chômeurs concernés par la portabilité ne représentent qu'une proportion très faible des individus concernés par l'Ani au sein de notre échantillon (4,3 %), il est possible qu'ils influencent de façon non négligeable les résultats compte tenu du gain relativement important à attendre de la gratuité de ce dispositif. Le tableau 12 présente les effets propres de la généralisation de la complémentaire d'entreprise, qui est la mesure principale de l'Ani.

Il montre que cette mesure induit à elle seule une hausse de bien-être collectif correspondant à un gain monétaire de 41 € en moyenne si les primes et les salaires restent inchangés (contre 51 € lorsque l'on considère également la portabilité). Le bien-être collectif diminue par ailleurs dès lors que l'on considère une hausse des primes des contrats individuels, même sans diminution des salaires. Le scénario qui inclut en *sus* le phénomène de substitution diminue le bien-être de façon similaire aux résultats précédents. Les résultats révèlent par ailleurs que ce sont les individus qui vont gagner une couverture grâce à la réforme (Trajectoire 8) pour qui l'effet seul de la généralisation de la complémentaire santé d'entreprise est le moins avantageux : leur perte de bien-être représente un coût monétaire de 241 € en moyenne (en cas de substitution) contre 220 € lorsque l'on inclut la portabilité. Les taux de gagnants, de perdants et de personnes neutres face à la réforme sont quant à eux similaires aux résultats précédents (Annexe A.10).

Tableau 12 : Impact de la généralisation de la complémentaire santé d'entreprise sur le bien-être collectif (sans la portabilité)

	Utilité Espérée		Equivalent Certain		Prime de risque		Espérance de gain	
	Variation absolue	Variation relative	Total	Moyenne	Total	Moyenne	Total	Moyenne
Ensemble de l'échantillon (6122)								
Substitution Non								
Hausse des primes Non	14,37	0,05%	251 330 €	41 €	-13 000 €	-2 €	238 045 €	39 €
Hausse des primes Oui	-2,13	-0,01%	-21 412 €	-3 €	-6 767 €	-1 €	-28 179 €	-5 €
Substitution Oui								
Hausse des primes Non	-24,73	-0,08%	9 488 €	2 €	-12 000 €	-2 €	-2 507 €	0 €
Hausse des primes Oui	-41,23	-0,14%	-263 255 €	-43 €	-5 476 €	-1 €	-268 731 €	-44 €
Trajectoire 4 (1329) - Ind B / Ind B								
Hausse des primes Non	0	0%	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €
Hausse des primes Oui	-9,61	-0,15%	-124 126 €	-93 €	870 €	1 €	-123 256 €	-93 €
Trajectoire 5 (300) - Ind B / Coll C+								
Substitution Non	11,25	0,50%	106 578 €	355 €	6 771 €	23 €	113 350 €	378 €
Substitution Oui	-4,45	-0,20%	3 568 €	12 €	7 073 €	24 €	10 641 €	35 €
Trajectoire 6 (1716) - Ind C / Ind C								
Hausse des primes Non	0	0%	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €
Hausse des primes Oui	-6,89	-0,15%	-148 617 €	-87 €	5 649 €	3 €	-142 967 €	-83 €
Trajectoire 7 (348) - Ind C / Coll C+								
Substitution Non	6,57	0,56%	136 601 €	393 €	-9 584 €	-28 €	127 017 €	365 €
Substitution Oui	-2,57	-0,22%	21 614 €	62 €	-8 750 €	-25 €	12 864 €	37 €
Trajectoire 8 (65) - Sans couverture / Coll								
Substitution Non	-3,45	-0,21%	8 151 €	125 €	-10 000 €	-161 €	-2 322 €	-36 €
Substitution Oui	-17,7	-1,08%	-15 694 €	-241 €	-10 000 €	-159 €	-26 012 €	-400 €

Note: Seules les trajectoires pour lesquelles les variations de bien-être ne sont pas nulles sont présentées ici.

8. Bien-être collectif : de l'approche utilitariste à celle de la justice sociale

En basant notre analyse sur la théorie de l'utilité espérée, nous avons mesuré le niveau de satisfaction des préférences de chaque individu par leur utilité espérée individuelle et calculé le bien-être collectif comme la somme non pondérée de ces utilités. Cette approche utilitariste, qui constitue une référence fondatrice de l'éthique sociale, cherche à satisfaire, autant que possible, les préférences de tous, en considérant que chacun a le même poids dans l'analyse du bien-être collectif et en défendant l'objectif « du plus grand bonheur du plus grand nombre » (Bentham, 1996 ; Mill, 1863 ; Sidgwick, 1907). Elle exige notamment que l'intérêt collectif domine l'intérêt particulier de chacun, quel qu'en soit le contenu et quelle que soit la position des individus dans la société.

Cette doctrine utilitariste pose toutefois des questions centrales de droits fondamentaux et d'équité (Arnsperger et Van Parijs, 2003). En effet, parce que l'utilitarisme est une approche conséquentialiste, un droit fondamental n'est justifié qu'en raison des effets qu'il peut induire sur le bien-être collectif et non en raison de ses principes. L'approche utilitarisme peut par ailleurs conduire à préférer, dès lors que la somme des utilités individuelles est maximale, une situation où les inégalités entre les individus sont exacerbées et où l'amélioration de bien-être bénéficie le plus aux mieux lotis. Elle suppose enfin une comparaison interpersonnelle des utilités qui implique que la perte de bien-être des uns peut être compensée par le gain en bien-être des autres. La vision utilitariste est alors considérée comme injuste par certains économistes qui, au nom des principes de la justice sociale, défendent une approche plus égalitaire et moins subjective de la mesure du bien-être (Fleurbaey et Blanchet, 2013 ; Fleurbaey *et al.*, 2013 ; Blackorby et Donaldson, 1990).

Pour tenir compte de cette controverse, nous proposons, pour compléter notre analyse, d'étudier les effets à attendre de l'Ani en considérant une approche égalitariste de la mesure du bien-être collectif. Nous mobilisons pour cela une fonction de bien-être social de type Atkinson (1970) (Samson *et al.*, 2018) :

$$BE_{social} = \begin{cases} \frac{1}{1-\rho} \sum_n (y_n)^{1-\rho} & si \rho \neq 1 \\ \sum_n \log(y_n) & si \rho = 1 \end{cases}$$

Avec y_n le niveau de bien-être de l'individu $n = (1, \dots, N)$ et $\rho = [0; \infty]$ le paramètre d'aversion aux inégalités du régulateur. Lorsque $\rho = 0$, le régulateur est indifférent aux inégalités. Plus ρ augmente, plus le régulateur est averse aux inégalités. Cela se traduit dans la fonction de bien-être social par un poids plus important accordé aux individus dont le niveau de bien-être est faible. Si $\rho = \infty$, seul le plus mal loti est considéré dans la mesure du bien-être social.

Le bien-être individuel y_n est approché par l'équivalent certain w_n^* calculé précédemment. Il correspond au niveau de revenu disponible de l'individu n diminué du coût que représente, pour lui, le risque financier auquel il fait face, compte tenu de son niveau d'aversion au risque. A l'instar du revenu équivalent santé proposé par Fleurbaey (2007), cet indicateur présente l'avantage de considérer le bien-être des individus par une mesure monétaire qui tient compte de leurs préférences individuelles mais qui ne mesure pas, de façon subjective, leur niveau d'utilité. En effet, pour chaque individu, l'approche égalitariste tient compte dans la fonction de bien-être de l'utilité marginale du régulateur et non des utilités marginales subjectives de chacun des individus.

Nous présentons dans le tableau 13 les variations absolues de bien-être social induites par la réforme de l'Ani en considérant différents degrés d'aversion aux inégalités du régulateur (de 0 à 4). Pour chaque degré d'aversion aux inégalités, ces résultats nous permettent de comparer le niveau de bien-être social entre les différents scénarios considérés et ainsi d'ordonner ces derniers, du plus souhaitable au moins souhaitable pour le régulateur. Toutefois, parce que la fonction de bien-être social diffère selon le degré d'aversion aux inégalités du régulateur, l'ampleur des variations absolues de bien-être ne peut pas être directement comparée, pour un même scénario, selon le degré d'aversion aux inégalités.

Les résultats présentés ci-dessous révèlent ainsi que, quel que soit le degré d'aversion aux inégalités du régulateur, le scénario selon lequel, après l'Ani, les primes et les salaires restent inchangés se traduit toujours par une augmentation du bien-être par rapport à la situation avant l'Ani. Ce scénario est par ailleurs toujours celui qui est le plus souhaitable par le régulateur en comparaison des autres scénarios. De même, quel que soit le degré d'aversion aux inégalités du régulateur, le scénario qui considère simultanément une modification des primes des contrats individuels et des salaires est toujours celui qui réduit le plus le bien-être social. En revanche, lorsque l'on compare les deux scénarios intermédiaires, il s'avère que, à mesure que l'aversion aux inégalités augmente, et en particulier lorsque $\rho \geq 2$, le scénario où

seules les primes des contrats individuels augmentent est d'autant moins souhaitable par le régulateur que celui où seuls les salaires diminuent. Lorsque $\rho \geq 3$, ce scénario induit même, à lui seul, une diminution du bien-être collectif. Ce résultat traduit le fait que lorsque l'on considère une augmentation des primes des contrats individuels, les individus qui perdent le plus ont compté davantage dans la mesure du bien-être social, révélant ainsi qu'ils sont les plus mal lotis en termes de bien-être.

Tableau 13 : Evaluation du bien-être social pour différents niveaux d'aversion aux inégalités

Degré d'aversion du régulateur aux inégalités (RHO)	0	1	2	3	4
Bien-être social					
Valeur absolue avant Ani	12167	3394	-3976	-6510	-9878
Variation absolue après l'Ani					
Substitution NON - Hausse des primes NON	31	21	17	65	163
Substitution NON - Hausse des primes OUI	4	2	0	-10	-50
Substitution OUI - Hausse des primes NON	2	2	2	11	35
Substitution OUI - Hausse des primes OUI	-25	-17	-15	-65	-178

Note: Pour faciliter la lecture, le bien-être social est mesuré ici à partir des équivalents certains exprimés en dizaine de milliers d'euros.

9. Discussion

En mobilisant la théorie de l'utilité espérée, nous avons, dans ce travail, évalué les effets à attendre de la généralisation de la complémentaire santé d'entreprise et de l'amélioration de sa portabilité sur le bien-être de la population. Nous avons pour cela construit une situation contrefactuelle qui tient compte des effets indirects que la réforme risque d'induire sur le marché de la complémentaire santé individuelle ainsi que sur les salaires des salariés.

Les résultats montrent que cette réforme pourrait permettre une augmentation du bien-être collectif quasiment « Pareto améliorante » (avec 14 % de gagnants) si et seulement si les salaires et les primes des contrats d'assurance restent inchangés suite à la réforme. Lorsque l'on considère, par une augmentation des primes des contrats individuels, le fait que la réforme conduit à dégrader le risque santé du pool d'assurés qui restent couverts par un contrat individuel, l'impact de la réforme est quasi-nul sur le bien-être collectif. Le gain en bien-être des salariés qui bénéficient de la réforme est alors contrebalancé par la perte de bien-être subie par les personnes qui restent couvertes par un contrat en individuel ou que la réforme oblige à s'assurer. En considérant en *sus* que les employeurs intègrent le montant de leur participation financière au contrat collectif dans la rémunération de leurs salariés, la réforme réduit fortement le bien-être collectif. La moitié de la population verrait son bien-être se réduire pour seulement 7 % de gagnants.

Bien que peu favorable, ce dernier scénario semble pourtant le plus crédible. Il intègre en effet l'existence d'un ajustement des primes des contrats au niveau de risque des assurés. Il considère ensuite la possibilité, pour les employeurs, de diminuer autant que possible le coût que représente leur participation financière à la prime du contrat. Il suppose ainsi que la participation des employeurs ne vient pas augmenter, à titre gratuit, le revenu total présent dans l'économie. Enfin, même si la rigidité du marché du travail peut limiter, à court terme, la baisse des salaires, d'autres avantages contribuant à la rémunération globale des salariés peuvent être plus facilement réduits (comme les tickets restaurants par exemple). Pourtant, au-delà des effets négatifs sur le bien-être collectif, la combinaison des effets indirects de la réforme sur le marché individuel de la complémentaire santé et sur le marché du travail conduit à des effets particulièrement néfastes en termes d'équité et d'efficacité. En effet, la dégradation du risque santé sur le marché individuel diminue principalement le bien-être des individus les plus précaires, qui sont également les moins bien lotis en termes de bien-être.

Par ailleurs, lorsque les employeurs intègrent, dans les salaires, le montant de leur subvention, la réforme induit un coût en bien-être important pour la quasi-totalité des salariés qu'elle contraint à s'assurer.

Ce travail considère une mesure *ex ante* du bien-être, c'est-à-dire avant que le risque ne soit réalisé. Il exploite une donnée précieuse sur les préférences des individus vis-à-vis du risque. Il permet ainsi de tenir compte de la valeur intrinsèque de l'assurance et surtout de la diversité des préférences face au risque souvent approchées de façon uniforme dans la littérature (Barcellos et Jacobson, 2014 ; Englehardt et Gruber, 2010). Certains économistes, et en particulier Fleurbaey (2008), rejettent toutefois l'idée que les individus puissent raisonner de façon rationnelle et objective en termes de probabilité face à une situation risquée. Ils défendent alors, en *sus* de l'importance de tenir compte d'une fonction de bien-être social, une mesure *ex post* du bien-être, c'est-à-dire lorsque que toute incertitude face au risque est résolue. Cette approche, qui s'affranchit des hypothèses de rationalité du modèle de l'utilité espérée, consiste également à mieux tenir compte des états de la nature les plus malchanceux, pour lesquels un régulateur averse aux inégalités est particulièrement sensible. Pour poursuivre nos travaux, nous souhaitons investiguer cette dimension en comparant les approches *ex ante* et *ex post* de la mesure du bien-être.

L'évaluation contrefactuelle proposée dans ce travail a nécessité de faire un certain nombre d'hypothèses qui peuvent paraître restrictives et que nous devons discuter. Nous avons ainsi supposé que les garanties des nouveaux contrats collectifs correspondaient au contrat minimal imposé par la loi. Bien que cette hypothèse nous semble crédible compte tenu des marges financières relativement étroites des petites entreprises, il est toutefois possible que des contrats de surcomplémentaire soient souscrits par certains salariés. Nous avons également supposé que tous les salariés seraient couverts par un contrat collectif après la réforme alors même qu'un certain nombre d'entre eux peuvent bénéficier de dispenses d'adhésion. Les annexes A.11 et A.12, qui présentent les effets à attendre de la réforme lorsque les salariés en contrat à durée déterminée sont dispensés d'adhérer au contrat collectif, révèlent néanmoins que les résultats sont relativement robustes à ces hypothèses. Nous avons enfin considéré, en supposant une diminution des salaires de l'ampleur de la participation des employeurs au financement du contrat, que la quantité de travail était inchangée et que la réforme n'induisait pas de perte sèche (Summers, 1989, voir Annexe A.13).

Enfin, notons que ce travail s'inscrit dans un cadre statique où l'état de santé et les dépenses de santé restent constantes alors même qu'un certain nombre de travaux ont mis en évidence le rôle du niveau d'assurance sur l'accès aux soins (Buchmueller *et al.*, 2004 ; Albouy et Crepon, 2007 ; Franc *et al.*, 2016), le rôle de l'assurance sur l'état de santé étant quant à lui quasi-nul à court terme (Newhouse *et al.*; 1993, Finkelstein *et al.*, 2012). Ainsi, même si une large majorité de la population devrait conserver un niveau de couverture quasiment identique avant et après la réforme⁸, l'accès aux soins et *in fine* l'état de santé des salariés anciennement non couverts peuvent être améliorés par l'obtention d'une couverture. Sur l'ensemble de la population en revanche, ces effets risquent d'être très limités, même si compte tenu de tous les changements induits, il est difficile de les anticiper. Seule une évaluation réalisée *a posteriori* de la réforme, qu'il sera important de mener, permettra de le faire.

⁸ Nous avons montré que pour 82% des individus, le niveau de couverture devrait rester strictement le même et que 10% devraient bénéficier d'une très légère amélioration en optique et dentaire. Seuls 6% des individus pourraient subir une baisse de couverture (si aucune surcomplémentaire n'est souscrite) et 2 % devraient gagner une couverture dont ils ne bénéficiaient pas avant la réforme.

10. Annexes

Annexe A.1 : Montant des garanties des contrats de complémentaire de niveau A, B, C et C+

	Contrat A	Contrat B	Contrat C	Contrat C+
Spécialistes	100% FR	100% BR	30% BR	30% BR
Généralistes	100% FR	50% BR	30% BR	30% BR
Actes médicaux et paramédicaux	30% BR	30% BR	30% BR	30% BR
Biologie	30% BR	30% BR	30% BR	30% BR
Prothèses dentaires	400% BR	300% BR	100% BR	125% BR
Lunettes et verres				
<i>Monture</i>	150 €	150 €	50 €	50 €
<i>Verres simples</i>	160€/verre	75€/verre	25€/verre	25€/verre
<i>Verre simple + Verre complexe</i>	160€/verre	75€/verre	37,5€/verre	50€/verre
<i>Verre simple + Verre très complexe</i>	160€/verre	75€/verre	37,5€/verre	37,5€/verre
<i>Verres complexes</i>	300€/verre	125€/verre	75€/verre	75€/verre
<i>Verre complexe + Verre très complexe</i>	300€/verre	125€/verre	75€/verre	75€/verre
<i>Verres très complexes</i>	300€/verre	125€/verre	75€/verre	75€/verre
Lentilles de contact	FR	150 €	100 €	100 €
Hospitalisation				
<i>Forfait journalier</i>	100% FR	100% FR	100% FR	100% FR
<i>Frais de séjour</i>	100% BR	100% BR	100% BR	100% BR
<i>Dépassements d'honoraires</i>	100% FR	100% BR	30% BR	30% BR

FR :Frais réels ; BR :Base de remboursement

Note : Montants imputés à partir des résultats de l'enquête sur les contrats modaux de la Drees qui renseigne le remboursement des contrats de complémentaire santé concernant les soins de spécialistes, les prothèses dentaires, les honoraires en hospitalisation et les lunettes. Les contrats A représentent la classe des contrats les plus généreux de la typologie des contrats les plus souscrits, les contrats B correspondent à la moyenne des deux classes intermédiaires et les contrats C correspondent à la moyenne des deux classes les moins couvrantes.

Annexe A.2 : Primes moyennes observées par assuré dans l'enquête sur les contrats modaux

	Contrats Individuels				Contrats Collectifs
	20 ans	40 ans	60 ans	75 ans	
Qualité A	/	/	/	/	90 €
Qualité B	38 €	59 €	86,50 €	111,50 €	55 €
Qualité C	33 €	50,50 €	75 €	94 €	50,50 €
Ensemble	33 €	51 €	76 €	95 €	70 €

Sources : Enquête sur les contrats les plus souscrits de 2013, Drees

Note : Dans ce travail, les contrats A représentent la classe des contrats les plus généreux de la typologie des contrats les plus souscrits, les contrats B correspondent à la moyenne des deux classes intermédiaires et les contrats C correspondent à la moyenne des deux classes les moins couvrantes.

Annexe A.3 : Description des individus selon leurs trajectoires assurantielles

	T1	T2	T3	T4	T5	T6	T7	T8	T9	Total
	A Coll/	B Coll/	C Coll/	B Ind/	B Ind/	C Ind/	C Ind/	NC/	NC/	Eff.
	A Coll	B Coll	C Coll	B Ind	C Coll	C Ind	C Coll	C Coll	NC	
Complémentaire santé (avant l'Ani)										
Sans complémentaire	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	34%	66%	264
Contrat Collectif	53%	37%	10%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	2165
Contrat Individuel	0%	0%	0%	35%	10%	44%	11%	0%	0%	3693
Revenu mensuel par UC										
<= 1100€	11%	7%	4%	9%	2%	47%	10%	2%	6%	1582
1101€/1500€	14%	14%	4%	13%	4%	35%	11%	1%	3%	1590
1501€/2000€	19%	16%	4%	31%	10%	14%	4%	2%	2%	1398
>2000€	30%	15%	3%	31%	7%	10%	2%	1%	1%	1552
Age										
15/29 ans	24%	19%	6%	10%	9%	17%	9%	3%	3%	889
30/44 ans	29%	20%	5%	10%	9%	12%	11%	3%	2%	1423
45/59 ans	26%	18%	4%	15%	8%	15%	9%	1%	3%	1703
60/74 ans	4%	2%	1%	41%	2%	46%	1%	0%	4%	1389
75 ans et +	0%	0%	0%	37%	0%	59%	0%	0%	5%	718
Santé perçue										
Très bon/Bon	23%	15%	4%	20%	7%	21%	7%	2%	2%	4097
Assez bon	12%	10%	3%	24%	4%	36%	6%	2%	3%	1566
Mauvais/TM	4%	6%	2%	22%	1%	49%	4%	1%	10%	459
Préférences face au risque										
Très averses	16%	9%	2%	24%	4%	34%	6%	1%	4%	1903
Moyennement averses	20%	15%	4%	20%	6%	24%	7%	1%	3%	3787
Peu averses	20%	18%	4%	16%	7%	20%	7%	4%	4%	432
Statut vis-à-vis de l'emploi										
Actifs occupés	29%	21%	6%	11%	10%	10%	11%	2%	1%	3155
Retraités	1%	0%	0%	42%	0%	53%	0%	0%	4%	1801
Chômeurs	12%	8%	2%	13%	7%	28%	15%	5%	9%	293
Enfants, étudiants	32%	21%	3%	14%	0%	27%	0%	0%	3%	390
Au foyer	14%	8%	5%	25%	0%	41%	0%	0%	8%	311
Autres inactifs	4%	1%	0%	29%	0%	55%	0%	0%	10%	167
Refus	0%	0%	0%	41%	0%	59%	0%	0%	0%	5
Total - Effectifs par trajectoire	1162	799	204	1308	321	1679	385	78	186	6122
% dans l'échantillon	19%	13%	4%	21%	6%	26%	7%	2%	3%	100%

Lecture: Parmi les individus dont le revenu mensuel par UC est inférieur à 1100€ 11% appartiennent à la trajectoire assurantielle 1 (A Coll./A Coll.).

Annexe A.4: Evolution des RAC après remboursements de l'assurance maladie obligatoire entre le pool d'assurés couverts par un contrat individuel avant l'Ani et le pool d'assurés couverts par un contrat individuel après l'Ani

	Moyenne	Evolution	P25	Evolution	P50	Evolution	P75	Evolution
Avant la réforme	643 €	8%	142 €	19%	393 €	11%	840 €	8%
Après la réforme	695 €		169 €		436 €		904 €	

Annexe A.4 bis: Evolution des RAC après remboursements de l'assurance maladie obligatoire entre le pool d'assurés couverts par un contrat collectif avant l'Ani et le pool d'assurés couverts par un contrat collectif après l'Ani

	Moyenne	Evolution	P25	Evolution	P50	Evolution	P75	Evolution
Avant la réforme	505 €	-5%	81 €	-8%	289 €	-8%	690 €	-5%
Après la réforme	478 €		75 €		265 €		653 €	

Annexe A.5 : Distribution des restes à charge des individus de l'échantillon

P_0	P_10	P_20	P_30	P_40	P_50	P_60	P_70	P_80	P_90	P_100
RAC après remboursements de l'Assurance Maladie Obligatoire (observés)										
0	29	76	141	231	337	467	653	900	1357	9296
RAC après remboursements de la complémentaire santé (Simulés) - A										
0	1	6	11	19	27	41	58	75	106	3080
RAC après remboursements de la complémentaire santé (Simulés) - B										
0	2	9	18	29	47	68	93	157	330	3676
RAC après remboursements de la complémentaire santé (Simulés) - C+										
0	2	10	23	44	72	115	208	358	624	7816
RAC après remboursements de la complémentaire santé (Simulés) - C+										
0	2	10	23	44	72	111	205	352	611	7816

Annexe A.6 : Analyse de robustesse concernant la méthode d'imputation de l'aversion relative au risque – Résultats 1 (Bien-être collectif)

	Imputation - Gamma 2				Imputation - Gamma 3				Imputation - Gamma 4			
	Utilité Espérée Abs.	Rel.	Equivalent Total	Certain Moy.	Utilité Espérée Abs.	Rel.	Equivalent Total	Certain Moy.	Utilité Espérée Abs.	Rel.	Equivalent Total	Certain Moy.
Ensemble de l'échantillon (6122)												
Substitution Non												
Hausse des primes Non	30,81	0,10%	296 127 €	48 €	23,92	0,08%	305 156 €	50 €	0,8559255	0,86%	294 611 €	48 €
Hausse des primes Oui	16,07	0,05%	32 380 €	5 €	10,71	0,04%	36 746 €	6 €	-1,88E-08	-0,12%	31 756 €	5 €
Substitution Oui												
Hausse des primes Non	-24,91	-0,08%	7 994 €	1 €	-7,69	-0,03%	16 067 €	3 €	2,33E-10	0,00%	6 592 €	1 €
Hausse des primes Oui	-39,65	-0,13%	-255 753 €	-42 €	-20,9	-0,07%	-252 343 €	-41 €	-1,50E-07	-0,98%	-256 263 €	-42 €
Trajectoire 4 (1308) - Ind B / Ind B												
Substitution Non												
Hausse des primes Non	0	0,00%	0 €	0 €	0	0,00%	0 €	0 €	0	0,00%	0 €	0 €
Hausse des primes Oui	-8,99	-0,15%	-122 039 €	-93 €	-5,67	-0,12%	-122 532 €	-94 €	-3,37E-08	-1,57%	-121 968 €	-93 €
Trajectoire 5 (321) - Ind B / Coll C+												
Substitution Non												
Hausse des primes Non	16,27	0,62%	123 701 €	385 €	9,9	0,49%	118 684 €	370 €	2,37E-08	4,30%	124 369 €	387 €
Substitution Oui												
Hausse des primes Non	-2,72	-0,10%	10 760 €	34 €	-0,17	-0,01%	5 489 €	17 €	3,45E-10	0,06%	11 453 €	36 €
Trajectoire 6 (1679) - Ind C / Ind C												
Substitution Non												
Hausse des primes Non	0	0,00%	0 €	0 €	0	0,00%	0 €	0 €	0	0,00%	0 €	0 €
Substitution Oui												
Hausse des primes Non	-5,75	-0,15%	-141 707 €	-84 €	-7,54	-0,14%	-145 878 €	-87 €	-1,17E-07	-1,89%	-140 887 €	-84 €
Trajectoire 7 (385) - Ind C / Coll C+												
Substitution Non												
Hausse des primes Non	16,9	0,97%	156 090 €	405 €	13,47	0,77%	162 789 €	423 €	9,94E-08	6,99%	155 117 €	403 €
Substitution Oui												
Hausse des primes Non	-4,76	-0,27%	21 001 €	55 €	-0,21	-0,01%	27 134 €	70 €	1,34E-08	0,94%	20 098 €	52 €
Trajectoire 8 (78) - NC / Coll C+												
Substitution Non												
Hausse des primes Non	-3,45	-0,21%	4 529 €	58 €	-1,14	-0,10%	11 854 €	152 €	3,92E-09	1,43%	3 322 €	43 €
Substitution Oui												
Hausse des primes Non	-17,7	-1,08%	-26 720 €	-343 €	-7,73	-0,66%	-19 513 €	-250 €	-1,48E-08	-5,39%	-27 911 €	-358 €

Gamma 2 : Imputation de gamma en considérant une valeur maximale égale à 8.

Gamma 3 : Imputation de gamma en utilisant les 4 valeurs moyennes observées par Barsky *et al.* (1997).

Gamma 4 : Imputation d'une valeur identique de gamma pour tous les individus (=3).

Annexe A.7 : Analyse de robustesse concernant la méthode d'imputation de l'aversion relative au risque – Résultats 2 (Proportion de gagnants, neutres et perdants)

	Imputation - Gamma 2			Imputation - Gamma 3			Imputation - Gamma 4		
	Gagnants	Neutres	Perdants	Gagnants	Neutres	Perdants	Gagnants	Neutres	Perdants
Ensemble de l'échantillon (6122)									
Substitution Non									
Hausse des primes Non	14%	86%	1%	14%	86%	1%	14%	86%	1%
Hausse des primes Oui	14%	44%	42%	14%	44%	42%	14%	44%	42%
Substitution Oui									
Hausse des primes Non	7%	86%	8%	7%	86%	8%	7%	86%	7%
Hausse des primes Oui	7%	44%	49%	7%	44%	49%	7%	44%	49%
Trajectoire 4 - Ind. B / Ind. B									
Substitution Non									
Hausse des primes Non	0%	100%	0%	0%	100%	0%	0%	100%	0%
Substitution Oui									
Hausse des primes Non	0%	15%	85%	0%	15%	85%	0%	15%	85%
Trajectoire 5 - Ind. B / Coll. C+									
Substitution Non									
Hausse des primes Non	99%	0%	1%	99%	0%	1%	99%	0%	1%
Substitution Oui									
Hausse des primes Non	47%	0%	53%	46%	0%	54%	47%	0%	53%
Trajectoire 6 - Ind. C / Ind. C									
Substitution Non									
Hausse des primes Non	0%	100%	0%	0%	100%	0%	0%	100%	0%
Substitution Oui									
Hausse des primes Non	0%	11%	89%	0%	11%	89%	0%	11%	89%
Trajectoire 7 - Ind. C / Coll. C+									
Substitution Non									
Hausse des primes Non	100%	0%	0%	100%	0%	0%	100%	0%	0%
Substitution Oui									
Hausse des primes Non	52%	0%	48%	54%	0%	46%	52%	0%	48%
Trajectoire 8 - NC / Coll. C+									
Substitution Non									
Hausse des primes Non	51%	0%	49%	57%	0%	43%	53%	0%	47%
Substitution Oui									
Hausse des primes Non	5%	0%	95%	12%	0%	88%	0%	0%	100%

Gamma 2 : Imputation de gamma en considérant une valeur maximale égale à 8.

Gamma 3 : Imputation de gamma en utilisant les 4 valeurs moyennes observées par Barsky *et al.* (1997).

Gamma 4 : Imputation d'une valeur identique de gamma pour tous les individus (=3).

Annexe A.8 : Analyse de robustesse concernant la méthode d'imputation de l'aversion relative au risque – Résultats 3 (Distributions des équivalents certains)

	Ensemble				T4		T5		T6		T7		T8	
	Substitution Non		Substitution Oui		IndB/Ind B		Ind B/Coll C+		Ind C/ IndC		Ind C/ Coll C+		NC/Coll C+	
	Hausse des primes				Hausse des primes		Substitution		Hausse des primes		Substitution		Substitution	
	0%	10%	0%	10%	0%	10%	Non	Oui	0%	10%	Non	Oui	Non	Oui
	Gamma 2													
P95	410 €	410 €	97 €	97 €	0 €	0 €	676 €	239 €	0 €	0 €	613 €	280 €	365 €	-40 €
P90	255 €	255 €	0 €	0 €	0 €	0 €	538 €	230 €	0 €	0 €	576 €	263 €	266 €	-105 €
P75	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	-60 €	522 €	212 €	0 €	-72 €	552 €	121 €	189 €	-201 €
P50	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	-120 €	352 €	-13 €	0 €	-108 €	402 €	4 €	3 €	-303 €
P25	0 €	-108 €	0 €	-109 €	0 €	-120 €	155 €	-151 €	0 €	-112 €	263 €	-43 €	-99 €	-405 €
P10	0 €	-120 €	0 €	-122 €	0 €	-144 €	141 €	-165 €	0 €	-122 €	155 €	-151 €	-119 €	-425 €
P5	0 €	-124 €	-45 €	-144 €	0 €	-144 €	137 €	-169 €	0 €	-123 €	152 €	-154 €	-164 €	-470 €
	Gamma 3													
P95	418 €	418 €	100 €	100 €	0 €	0 €	668 €	237 €	0 €	0 €	724 €	379 €	677 €	202 €
P90	241 €	241 €	0 €	0 €	0 €	0 €	536 €	226 €	0 €	0 €	615 €	288 €	383 €	26 €
P75	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	-60 €	457 €	141 €	0 €	-72 €	552 €	191 €	204 €	-137 €
P50	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	-120 €	285 €	-26 €	0 €	-108 €	404 €	21 €	58 €	-272 €
P25	0 €	-109 €	0 €	-113 €	0 €	-120 €	155 €	-151 €	0 €	-120 €	264 €	-42 €	-68 €	-375 €
P10	0 €	-121 €	0 €	-130 €	0 €	-144 €	138 €	-168 €	0 €	-127 €	155 €	-151 €	-118 €	-424 €
P5	0 €	-136 €	-46 €	-145 €	0 €	-145 €	129 €	-178 €	0 €	-134 €	152 €	-154 €	-164 €	-470 €
	Gamma 4													
P95	408 €	408 €	97 €	97 €	0 €	0 €	671 €	239 €	0 €	0 €	584 €	266 €	262 €	-107 €
P90	257 €	257 €	0 €	0 €	0 €	0 €	539 €	231 €	0 €	0 €	571 €	259 €	216 €	-134 €
P75	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	-60 €	526 €	218 €	0 €	-72 €	552 €	117 €	187 €	-212 €
P50	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	-120 €	359 €	-13 €	0 €	-108 €	402 €	4 €	12 €	-294 €
P25	0 €	-108 €	0 €	-109 €	0 €	-120 €	154 €	-152 €	0 €	-110 €	264 €	-43 €	-104 €	-410 €
P10	0 €	-120 €	0 €	-121 €	0 €	-144 €	140 €	-166 €	0 €	-121 €	155 €	-152 €	-114 €	-420 €
P5	0 €	-121 €	-46 €	-144 €	0 €	-144 €	139 €	-167 €	0 €	-121 €	152 €	-154 €	-161 €	-467 €

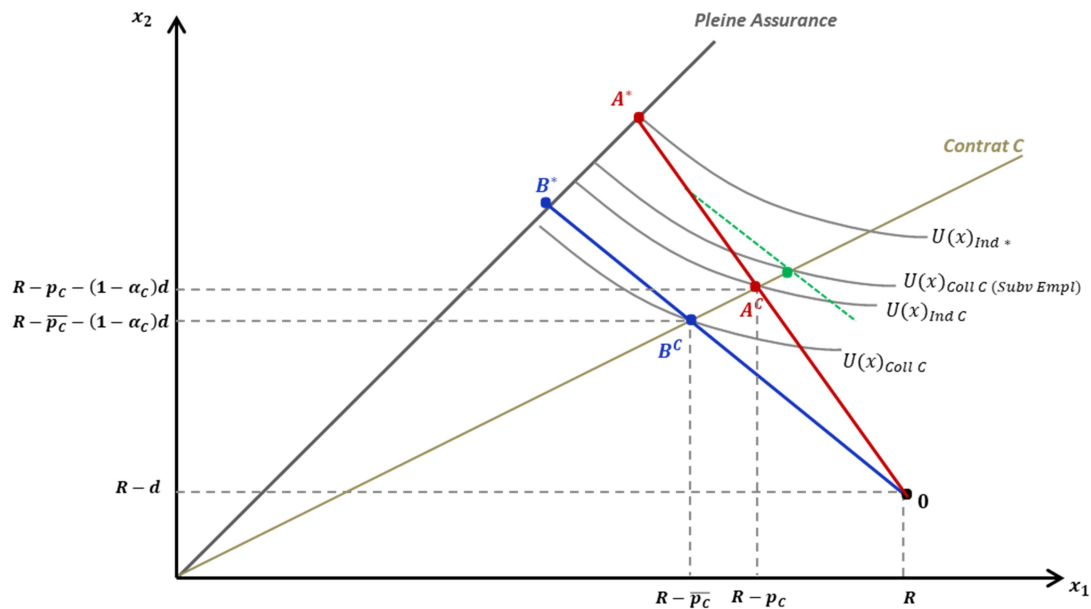
Gamma 2 : Imputation de gamma en considérant une valeur maximale égale à 8.

Gamma 3 : Imputation de gamma en utilisant les 4 valeurs moyennes observées par Barsky *et al.* (1997).

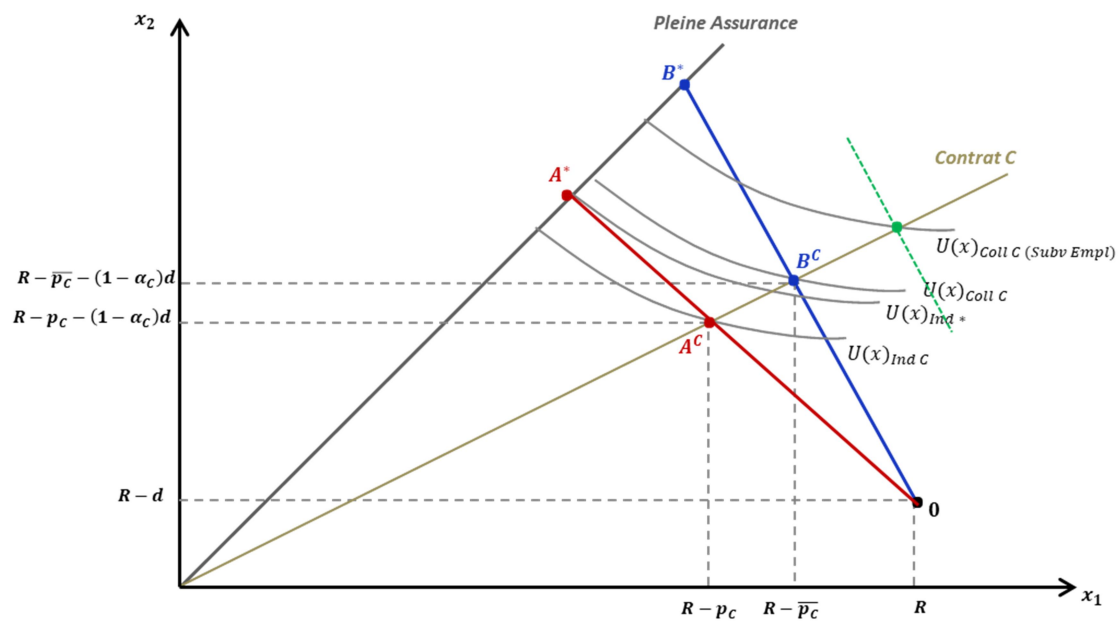
Gamma 4 : Imputation d'une valeur identique de gamma pour tous les individus (=3).

Annexe A.9 : Représentations graphiques de la variation théorique de l'utilité espérée d'un salarié couvert par un contrat individuel de niveau C avant l'Ani

Graphique 1 : Pour un salarié de moins de 40 ans



Graphique 2 : Pour un salarié de plus de 40 ans



Légende :

R: Revenu

x_1 : Revenu disponible en cas de bonne santé

x_2 : Revenu disponible en cas de maladie

p_C : Prime d'un contrat individuel de niveau C

\bar{p}_C : Prime d'un contrat collectif de niveau C

d : dépenses de santé en cas de maladie

α_C : taux de remboursement du contrat C

Ces graphiques représentent, dans un cas simplifié où il n'y a pas de taux de chargement, les situations respectives d'un salarié de moins de 40 ans et d'un salarié de plus de 40 ans qui sont amenés à basculer, après l'Ani, sur un contrat collectif en conservant toutefois un niveau équivalent de garanties.

Les points A^C représentent, dans chacun des deux graphiques, les situations initiales choisies par les salariés, avant l'Ani, sur le marché individuel⁹ compte tenu de leurs droites actuarielles (en rouge), les points A^* représentant les situations optimales de pleine assurance en cas d'information parfaite. La bascule d'un contrat individuel à un contrat collectif implique une nouvelle tarification qui ne dépend plus du risque individuel du salarié mais de celui du pool d'assurés et qui implique des nouvelles droites actuarielles (en bleu). Cette droite actuarielle est alors moins pentue pour un salarié de moins de 40 ans et plus pentue pour un salarié de plus de 40 ans. Sans participation de l'employeur, les salariés se retrouvent alors dans les situations B^C , qui, comparativement à leur situation initiale, augmente l'utilité d'un salarié de plus de 40 ans mais diminue celle d'un salarié de moins de 40 ans, pour qui seule la participation de l'employeur permet d'augmenter son utilité.

⁹ Les graphiques représentés ici concernent des assurés particuliers du marché individuel de l'assurance : ils ne représentent pas l'ensemble des risques présents sur ce marché. Nous ne considérons donc pas que les salariés de plus de 40 ans sont « les mauvais risques » de l'ensemble de ce marché ni même que les salariés de moins de 40 ans sont, à eux seuls, les « bons risques » de ce marché. Les situations initiales représentées sur les graphiques, qui tiennent compte de la présence d'anti-sélection, ne permettent donc pas, à elles seules, de représenter un équilibre global sur le marché individuel de la complémentaire santé, avant l'Ani.

Annexe A.10 : Taux de gagnants, de perdants et de personnes neutres face à la généralisation de la complémentaire santé d'entreprise (sans la portabilité)

	Gagnants	Neutres	Perdants
Ensemble de l'échantillon (6122)			
Substitution Non			
Hausse des primes Non	12%	87%	1%
Hausse des primes Oui	12%	45%	43%
Substitution Oui			
Hausse des primes Non	6%	87%	7%
Hausse des primes Oui	6%	45%	50%
Trajectoire 1 - Collectif A / Collectif A			
Substitution NON			
	0%	100%	0%
Substitution OUI			
	0%	100%	0%
Trajectoire 2 - Collectif B / Collectif B			
Substitution NON			
	0%	100%	0%
Substitution OUI			
	0%	100%	0%
Trajectoire 3 - Collectif C / Collectif C+			
Substitution NON			
	0%	100%	0%
Substitution OUI			
	0%	100%	0%
Trajectoire 4 - Individuel B / Individuel B			
Hausse des primes NON			
	0%	100%	0%
Hausse des primes OUI			
	0%	15%	85%
Trajectoire 5 - Individuel B / Collectif C+			
Substitution NON			
	99%	0%	1%
Substitution OUI			
	45%	0%	55%
Trajectoire 6 - Individuel C / Individuel C			
Hausse des primes NON			
	0%	100%	0%
Hausse des primes OUI			
	0%	11%	89%
Trajectoire 7 - Individuel C / Collectif C+			
Substitution NON			
	100%	0%	0%
Substitution OUI			
	52%	0%	48%
Trajectoire 8 - Sans couverture / Collectif C+			
Substitution NON			
	46%	0%	54%
Substitution OUI			
	9%	0%	91%
Trajectoire 9 - Sans couverture / Sans couverture			
	0%	100%	0%

Annexe A.11 : Analyse de robustesse réalisée en supposant une dispense d'adhésion pour les salariés en CDD – Résultats 1 (Bien-être collectif)

	Utilité Espérée		Equivalent Certain		Prime de risque		Espérance de gain	
	Variation absolue	Variation relative	Total	Moyenne	Total	Moyenne	Total	Moyenne
Ensemble de l'échantillon (6122)								
Substitution Non								
Hausse des primes Non	26,96	0,09%	264 254 €	43 €	-14 078 €	-2 €	250 176 €	41 €
Hausse des primes Oui	15,39	0,05%	69 224 €	11 €	-9 541 €	-2 €	59 684 €	10 €
Substitution Oui								
Hausse des primes Non	-13,49	-0,04%	35 029 €	6 €	-12 805 €	-2 €	22 224 €	4 €
Hausse des primes Oui	-25,05	-0,08%	-160 000 €	-26 €	-8 267 €	-1 €	-168 268 €	-27 €
Trajectoire 1 (1162) - Coll A / Coll A								
Substitution Non	0,11	0,002%	6 533 €	6 €	-4 €	0 €	6 529 €	6 €
Substitution Oui	0,03	0,001%	1 633 €	1 €	-1 €	0 €	1 632 €	1 €
Trajectoire 2 (799) - Coll B / Coll B								
Substitution Non	0,00012	<0,001%	3 023 €	4 €	-2 €	0 €	3 020 €	4 €
Substitution Oui	0,00003	<0,001%	756 €	1 €	-1 €	0 €	755 €	1 €
Trajectoire 3 (204) - Coll C / Coll C+								
Substitution Non	0,98	5,00%	2 301 €	11 €	-50 €	0 €	2 251 €	11 €
Substitution Oui	0,25	1,00%	576 €	3 €	-13 €	0 €	563 €	3 €
Trajectoire 4 (1369) - Ind B / Ind B								
Hausse des primes Non	0	0%	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €
Hausse des primes Oui	-7,18	-11,00%	-91 987 €	-67 €	635 €	0 €	-91 351 €	-67 €
Trajectoire 5 (260) - Ind B / Coll C+								
Substitution Non	12,43	60,00%	100 992 €	388 €	6 191 €	24 €	107 183 €	412 €
Substitution Oui	-2,17	-11,00%	9 434 €	36 €	6 484 €	25 €	15 918 €	61 €
Trajectoire 6 (1758) - Ind C / Ind C								
Hausse des primes Non	0	0%	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €
Hausse des primes Oui	-4,38	-10,00%	-103 043 €	-59 €	3 902 €	2 €	-99 141 €	-56 €
Trajectoire 7 (306) - Ind C / Coll C+								
Substitution Non	15,13	104,00%	136 420 €	446 €	-8 320 €	-27 €	128 101 €	419 €
Substitution Oui	-3,05	-21,00%	28 272 €	92 €	-7 593 €	-25 €	20 679 €	68 €
Trajectoire 8 (51) - Sans couverture / Coll C+								
Substitution Non	-1,7	-27,00%	14 985 €	294 €	-11 893 €	-233 €	3 093 €	61 €
Substitution Oui	-8,54	-138,00%	-5 643 €	-111 €	-11 680 €	-229 €	-17 322 €	-340 €
Trajectoire 9 (213) - Sans couverture / Sans couverture								
	0	0%	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €	0 €

Note: Dans cette analyse, la hausse envisagée des primes individuelles est de 7%. En effet, les salariés en CDD sont, en moyenne, des individus en bonne santé. La détérioration du risque santé des individus qui restent couverts en individuel, approximée par leur restes à charge, est donc moins importante que celle envisagée sans les dispenses d'adhésion.

Annexe A.12 : Analyse de robustesse réalisée en supposant une dispense d'adhésion pour les salariés en CDD – Résultats 2 (Proportion de gagnants, neutres et perdants)

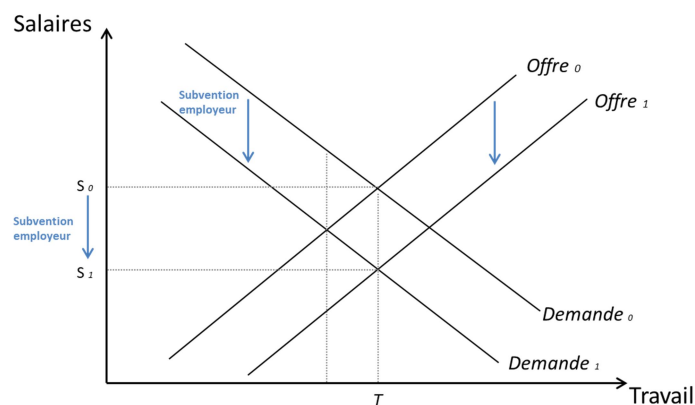
	Gagnants	Neutres	Perdants
Ensemble de l'échantillon (6122)			
Substitution Non			
Hausse des primes Non	11%	89%	0%
Hausse des primes Oui	11%	45%	44%
Substitution Oui			
Hausse des primes Non	6%	89%	5%
Hausse des primes Oui	6%	45%	49%
Trajectoire 1 - Collectif A / Collectif A			
Substitution NON			
	1%	99%	0%
Substitution OUI			
	1%	99%	0%
Trajectoire 2 - Collectif B / Collectif B			
Substitution NON			
	1%	99%	0%
Substitution OUI			
	1%	99%	0%
Trajectoire 3 - Collectif C / Collectif C+			
Substitution NON			
	2%	98%	0%
Substitution OUI			
	2%	98%	0%
Trajectoire 4 - Individuel B / Individuel B			
Hausse des primes NON			
	0%	100%	0%
Hausse des primes OUI			
	0%	14%	86%
Trajectoire 5 - Individuel B / Collectif C+			
Substitution NON			
	100%	0%	0%
Substitution OUI			
	49%	0%	51%
Trajectoire 6 - Individuel C / Individuel C			
Hausse des primes NON			
	0%	100%	0%
Hausse des primes OUI			
	0%	11%	89%
Trajectoire 7 - Individuel C / Collectif C+			
Substitution NON			
	100%	0%	0%
Substitution OUI			
	62%	0%	38%
Trajectoire 8 - Sans couverture / Collectif C+			
Substitution NON			
	68%	0%	32%
Substitution OUI			
	15%	0%	85%

Note: Dans cette analyse, la hausse envisagée des primes individuelles est de 7%. En effet, les salariés en CDD sont, en moyenne, des individus en bonne santé. La détérioration du risque santé des individus qui restent couverts en individuel, approximée par leur restes à charge, est donc moins importante que celle envisagée sans les dispenses d'adhésion.

Annexe A.13 : Représentation théorique des effets de la réforme de l'Ani sur les fonctions d'offre et de demande de travail

L'obligation pour les employeurs de mettre en place et de financer en partie une assurance santé pour leurs salariés, impacte conjointement les fonctions d'offre et de demande de travail et donc le salaire et la quantité de travail d'équilibre. Summers (1989) présente de façon synthétique, les variations théoriques des fonctions d'offre et de demande de travail suite à l'introduction d'une telle réforme. Il montre en particulier que si la fonction de demande se déplace du montant du coût que représente la subvention de l'employeur, la fonction d'offre de travail se déplace également selon la valeur que les salariés accordent à cette subvention. Lorsque cette valorisation est totale, c'est-à-dire équivaut au coût qu'elle représente pour l'employeur, les fonctions d'offre et de demande de travail se déplacent avec la même ampleur, de sorte que le salaire diminue *in fine* du montant de la participation de l'employeur et que la quantité de travail reste inchangée (Graphique 1).

Graphique 1 : Variations théoriques de l'offre et de la demande de travail lorsque les salariés valorisent pleinement le bénéfice de la participation de l'employeur

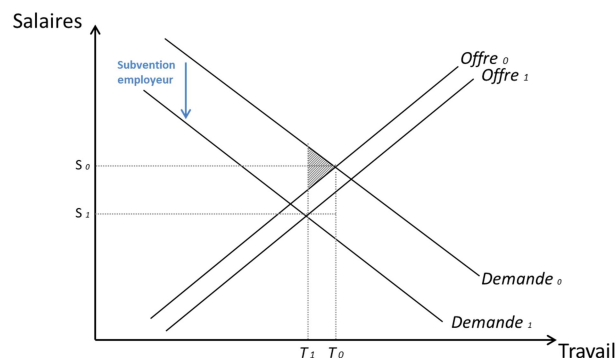
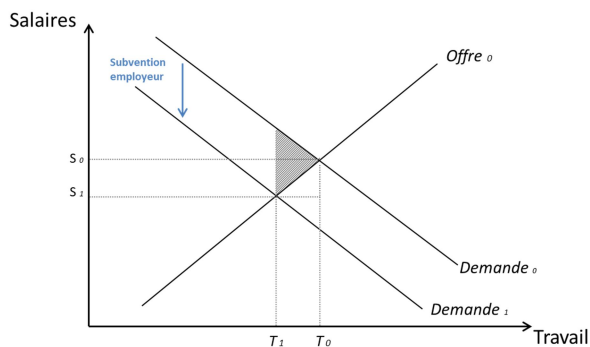


Lorsque les salariés n'accordent aucune valeur au bénéfice de la subvention de l'employeur ou que cette valorisation n'est que partielle, les salaires diminuent d'un montant plus faible que la participation de l'employeur (Graphique 2). La quantité d'offre de travail diminue également, créant ainsi une perte sèche, représentée dans le graphique par la partie grisée.

Graphique 2 : Variations théoriques de l'offre et de la demande de travail
lorsque les salariés ne valorisent pas pleinement le bénéfice de la participation de l'employeur

Aucune valorisation de la subvention employeur

Valorisation partielle de la subvention employeur



Ainsi, dans notre travail, lorsque nous avons considéré une baisse des salaires du montant de la participation des employeurs, nous avons implicitement supposé que les salariés qui sont amenés à bénéficier d'un contrat d'entreprise grâce à la réforme valorisaient pleinement la participation de l'employeur.

Pour approcher la valeur que ces salariés accordent à la subvention de l'employeur, nous avons regardé le montant des primes qu'ils étaient prêts à payer, ou non, sur le marché individuel de la complémentaire santé pour un contrat offrant les mêmes garanties, c'est-à-dire un contrat C, auquel nous avons soustrait le montant de prime dont ils doivent s'acquitter pour payer leur contrat d'entreprise. Ce montant s'élève, en moyenne, à 319 € par an pour les salariés anciennement couverts par un contrat individuel de niveau C, soit un montant très proche de la participation des employeurs, estimé dans ce travail à 316€ par an et par assuré. Il est toutefois bien plus faible pour les salariés anciennement non couverts (278€), alors même que, parce qu'ils avaient refusé de se couvrir, ce montant est, *de facto*, bien plus élevé que la valeur qu'ils peuvent accorder à la participation de l'employeur.

CONCLUSION GENERALE

En France, le système mixte d'assurance maladie est relativement spécifique et l'assurance maladie privée, qui est une assurance complémentaire, joue un rôle central dans le financement des dépenses de santé. Cette thèse questionne la place de l'Assurance maladie complémentaire dans l'organisation globale du système d'assurance santé sous l'angle des inégalités sociales et de la solidarité entre les individus bien portants et les malades. Elle s'intéresse en particulier au rôle joué par l'assurance complémentaire sur l'accès aux soins, sur la mutualisation des dépenses de santé et sur le bien-être de la population. Nous revenons, dans cette partie conclusive, sur les principaux apports de nos travaux et discutons également leur portée.

Le travail mené dans le premier chapitre considère une approche dynamique des effets de l'assurance sur l'accès aux soins au cours du temps. Cette approche temporelle, qui est relativement peu étudiée dans la littérature, apporte des contributions majeures à l'analyse du rôle de l'assurance sur la consommation de soins de santé. Elle a notamment permis de mieux appréhender la nature des effets de la complémentaire santé, en France, sur l'accès aux soins. Notre travail a concerné les assurés d'une mutuelle spécifique qui ont eu la possibilité de souscrire une surcomplémentaire santé. Si cette recherche confirme l'importance de la

couverture complémentaire dans l'accès aux soins ambulatoires, notamment pour les postes optique et dentaire, elle révèle de façon plus originale que ces effets sont essentiellement transitoires et principalement induits par des effets de rattrapage liés à des soins reportés de longue date. En effet, ils ne résultent pas de comportements opportunistes associés à l'anticipation de l'amélioration du niveau de couverture. Par ailleurs, les effets de l'assurance sont particulièrement élevés et durables dans le temps, pour les populations les plus modestes, pour lesquelles la souscription de la surcomplémentaire permet également d'améliorer l'accès aux soins de médecins. Les résultats issus de ce travail questionnent donc, en creux, les enjeux d'accès à l'assurance complémentaire dans la réduction d'inégalités d'accès aux soins.

Le deuxième chapitre concerne la mutualisation des dépenses de santé induite, entre les individus bien portants et les malades, par l'assurance maladie publique d'abord, puis par l'assurance maladie complémentaire. Plus précisément, il s'agissait dans ce travail de comprendre le type d'interaction pouvant exister entre ces deux niveaux d'assurance sur la concentration des restes à charge des individus les plus malades. En effet, alors que ces deux assurances interviennent successivement sur le même panier de soins, leurs différences de fonctionnement et d'organisation ne leur permettent pas de mutualiser de la même façon les risques santé des assurés. Cette étude a été réalisée à partir des données de la mutuelle précédemment évoquée, qui gère conjointement, pour ses adhérents et leurs ayants droit, la couverture publique et la couverture complémentaire. Elle révèle que, pour les postes de soins les plus souvent associés à la maladie et pour lesquels il existe une certaine liberté tarifaire, comme les consultations de médecins par exemple, l'effet mutualisant de l'assurance complémentaire est relativement faible en comparaison de celui induit par l'assurance publique. Alors même que les consommations de soins hospitaliers ne sont pas considérées dans ce travail, ces résultats illustrent les limites du modèle actuel de co-financement des soins à deux étages quant à sa capacité à induire une mutualisation optimale des dépenses de santé. Ils conduisent également à s'interroger sur la régulation des dépassements d'honoraires, qui restent *in fine* particulièrement concentrés sur les populations les plus malades.

Les enjeux relatifs aux inégalités sociales de couverture sont traités dans les deux derniers chapitres de la thèse. Ils concernent une réforme phare de la régulation du marché de la complémentaire santé : la généralisation à tous les salariés du secteur privé de la complémentaire santé d'entreprise à partir du 1^{er} janvier 2016. L'objectif de notre travail a

consisté, dans ces deux chapitres, à étudier dans quelle mesure cette réforme pouvait permettre d'améliorer la situation des individus les plus précaires, les plus risqués ou les plus avertis au risque sans toutefois dégrader celle d'autres individus, et notamment ceux que la réforme contraint à s'assurer. Nous avons pour cela évalué les effets à attendre de la généralisation de la complémentaire santé d'entreprise sur les inégalités sociales de couverture par une complémentaire santé, d'une part, et sur le bien-être des individus d'autre part. Cette évaluation a été réalisée en élaborant une situation contrefactuelle de la réforme à partir des données de l'Enquête santé et protection sociale de 2012, qui permet de connaître la situation socio-économique des individus, leur couverture par une complémentaire santé, leurs besoins de soins ainsi que leur préférence vis-à-vis du risque. Ce travail montre que, si la généralisation de la complémentaire santé devrait réduire légèrement le taux de non couverture, la réforme ne devrait pas permettre, de par sa population cible, d'améliorer l'accès à la complémentaire santé des populations les plus à risque et les plus précaires. Elle devrait en revanche généraliser la couverture par une complémentaire santé pour les individus qui accordent peu de valeur à l'assurance diminuant ainsi, malgré la participation de l'employeur au financement de la prime, le bien-être de près de la moitié des salariés qui sont amenés à gagner une couverture suite à la réforme. La segmentation accrue des risques qu'elle devrait induire sur le marché de la complémentaire santé ainsi que ses effets indirects sur les salaires conduiraient *in fine* à réduire fortement le bien-être collectif, au détriment en particulier des plus précaires, et pour un gain de bien-être de peu de salariés.

Les travaux menés dans cette thèse apportent trois éléments de discussion fondamentaux concernant les enjeux d'efficacité et d'équité du modèle français de co-financement des soins. Le premier concerne la mutualisation des risques, et donc la solidarité du système entre les bien portants et les malades. En effet, parce que les différences de fonctionnement des assurances maladie publique et privée ne permettent pas d'apporter la même solidarité face à la maladie, nos travaux confirment qu'il serait plus efficace de distinguer les interventions respectives des assurances publique et privée selon les postes de soins, en fonction de l'ampleur attendue de cette solidarité. Par ailleurs, parce que le marché de la complémentaire santé individuelle couvre une population plus risquée que celui de la complémentaire santé collective, nos résultats rappellent l'importance de ne pas renforcer cette segmentation des risques, qui se fait au détriment des plus malades, dans les choix de régulation du marché de l'assurance complémentaire. Le deuxième élément de discussion concerne les inégalités

sociales de couverture. A ce sujet, nos travaux questionnent particulièrement la pertinence de vouloir étendre et généraliser l'assurance maladie complémentaire à l'ensemble de la population. Ils questionnent en particulier les objectifs d'équité qui sont recherchés à travers cette stratégie de développement de l'assurance privée et rappellent l'importance de cibler des populations spécifiques, notamment les plus précaires, pour répondre à de tels objectifs. Un troisième élément de discussion concerne enfin l'importance sur le bien-être de pouvoir, malgré tout, choisir librement un certain niveau de couverture adapté aux préférences et aux besoins de soins de chacun. En ce sens, les travaux menés dans cette thèse n'invalident donc pas l'existence d'une assurance maladie privée mais remettent en cause le rôle que les décideurs publics cherchent à donner à ce marché concurrentiel.

Bien que cette thèse ne traite pas l'ensemble des problématiques liées à l'organisation actuelle du co-financement des soins en France, les travaux qui y sont menés enrichissent les débats actuels concernant les places respectives des assurances maladie publique et privée dans le financement des soins. Ils confirment notamment l'importance de repenser plus globalement le modèle de financement des soins et confortent en particulier les propositions, dans le débat public, qui suggèrent de supprimer un étage du financement des soins et de considérer un rôle supplémentaire, et non complémentaire, pour l'assurance maladie privée.

Cette thèse a été réalisée à partir de deux sources de données précieuses. La première a permis, pour des assurés particuliers, d'observer les dépenses de santé ambulatoires et les restes à charge qui subsistent après les remboursements respectifs des assurances maladie publique et privée. La deuxième recueille conjointement des informations sur la couverture des individus, leur situation socio-économique, leurs besoins de soins ainsi que leurs préférences. L'exploitation de ces données et les résultats obtenus mettent en lumière l'importance fondamentale de pouvoir recueillir, à l'échelon national, les données micro-économiques des remboursements des complémentaires. Les résultats illustrent également l'importance des données d'enquête, qui permettent d'associer des informations essentielles, pour l'analyse des inégalités sociales notamment, qui ne peuvent être approchées dans les bases de données médico-administratives. Enfin, ils révèlent aussi l'importance de disposer de données de panel pour l'évaluation des politiques publiques.

Pour finir, notons que même si cette thèse porte sur le cas spécifique de la France, les travaux qui y sont menés concernent des enjeux bien plus larges qui sont partagés par la quasi-totalité des pays de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE). En effet, dans tous les pays, l'assurance privée prend une place de plus en plus importante dans le financement des soins de santé et les choix publics reposent sur des arbitrages mêlant des enjeux de contraintes budgétaires et de solidarité. Ainsi par exemple, malgré les différences fondamentales du système d'assurance maladie entre la France et les Etats-Unis, il serait intéressant de pouvoir transposer une partie de ce travail pour évaluer les effets de la réforme de l'*Affordable Care Act* sur l'accès aux soins, les inégalités sociales de couverture, ainsi que sur le bien-être de la population, notamment parce que cette réforme introduit une obligation, pour les employeurs, de mettre en place et de financer en partie une assurance santé pour leurs salariés.

BIBLIOGRAPHIE

Abellan JM., Pinto JL., Mendez I., Badia X. (2006) : « Towards a better QALY model »
Health Economics 15 : 665-676.

Albouy V., Crepon B. (2007): “Aléa moral en santé: une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin”. Document de travail. Direction des Etudes et Synthèses Economiques. Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques.

Amar M., Gombault V. (2009): “Les salaires des agents de la fonction publique territoriale en 2006”. Insee première n°1223.

Arrow K.J. (2001): “Uncertainty and the welfare economics of medical care”. American economic review, 1963. Journal of Health Politics, Policy and Law, 26(5), 851-883.

Arnsperger C., Van Parijs P. (2003). Ethique économique et sociale.

Arrondel L., Calvo Pardo H. (2008): « Les Français sont-ils prudents ? Patrimoine et risque sur le marché du travail », Economie et statistique Année 2008 Volume 417 Numéro 1 pp. 27-53.

Arrow KJ. (1963): “Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care”. American Economic Review. 53:941–73.

Arrow KJ. (1965): “Aspects of the Theory of Risk-Bearing, Yrjo Jahnssonin Saatio, Helsinki.

Askenazy P., Dormont B., Geoffard P.-Y., Paris V. (2013), « Pour un système de santé plus efficace », Les notes du Conseil d'Analyse Economique, n°8, juillet

Atkinson AB. (1970): "On the measurement of inequality. *Journal of economic theory* 2(3): 244–263.

Barcellos S.H., Jacobson M. (2014): "The effects of medicare on medical expenditure risk and financial strain", NBER Working paper n°19954.

Bardey D., Couffinhal A., Grignon M. (2002): "Trop d'assurance peut-il être néfaste? Théorie du risque moral ex post en santé". *Questions d'économie de la santé*, (53), 1-8.

Barlet M., Beffy M., Raynaud D. (2016) : « La complémentaire santé : acteurs, bénéficiaires, garanties – édition 2016 », Collection Panoramas de la Drees, avril 2016.

Barsky R.B., Juster F.T., Kimball M.S., Shapiro M.D. (1997) : « Preference parameters and behavioral heterogeneity : An experimental approach in the health and retirement study » *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, n°2, pp537-580.

Bentham J. (1996): "The collected works of Jeremy Bentham: An introduction to the principles of morals and legislation. Clarendon Press".

Blackorby C., Donaldson D. (1990). "A review article: The case against the use of the sum of compensating variations in cost-benefit analysis". *Canadian Journal of Economics*, 23, 471–494.

Bolhaar J., Lindeboom M., Van der Klaauw B. (2012): "A dynamic analysis of the demand for health insurance and healthcare". *European economic Review*. Vol. 56, Issue 4, pp 669-690.

Briet R., Fragonard B., Lancry P.J. (2007): "Rapport sur la mission bouclier sanitaire", <http://www.sante-sports.gouv.fr>.

Buchmueller T.C., Couffinhal A. (2004) : « Private health insurance in France », OCDE.

Buchmueller T.C., Couffinhal A., Grignon M., Perronnin M. (2004) : Access to physician services: does supplemental insurance matter? Evidence from France. *Health Economics* 13(7): 669–687.

Buchmueller T.C., DiNardo J., Valletta R.G. (2011): "The Effect of an Employer Health Insurance Mandate on Health Insurance Coverage and the Demand for Labor: Evidence from Hawaii". *Am Econ J Econ Policy*;3:25–51. doi:10.1257/pol.3.4.25.

Cambois E., Jusot F. (2007): "Ampleur, tendance et causes des inégalités sociales de santé et de mortalité en Europe: une revue des études comparatives". *Bulletin épidémiologique hebdomadaire*, 2(3).

Camerer CF., Ho TH. (1994) : « Violations of the betweenness axiom and nonlinearity in probability », *Journal of Risk and Uncertainty* 8 :167-196.

Caussat L., Glaude M. (1993): “Dépenses médicales et couverture sociale”. *Economie et Statistique* 265: 31–43.

Célant N., Guillaume S., Rochereau T. (2014) : « Enquête sur la santé et la protection sociale 2012 », Rapport Irdes n° 556.

Célant N., Rochereau T. (2017): “L’enquête santé européenne – Enquête santé et protection sociale (EHIS-ESPS) 2014”. Rapport Irdes n°566.

Chiappori P.A., Durand F., Geoffard P.Y. (1998): “Moral hazard and the demand for physician services: First lessons from a French natural experiment”. *European economic review* 42 (3-5): 499-511.

Cour des comptes (2016) : « La participation des assurés au financement de leurs dépenses de santé : une charge croissante, une protection maladie à redéfinir », Rapport de la cour des comptes.

Cutler D.M., Zeckhauser R.J. (2000): “The anatomy of health insurance”. In *Handbook of Health Economics*, vol. 1, Culyer AJ, Newhouse JP, Pauly MV, McGuire TG, Barros PP (eds.). North-Holland: Amsterdam; 563–643.

Debrand T., Sorasith C. (2011), “Out-of-Pocket Maximum Rules under a Compulsory Health Care Insurance Scheme: A Choice between Equality and Equity” Document de travail Irdes n°34.

Desprès C., Dourgnon P., Fantin R., Jusot F. (2011) : « Le renoncement aux soins pour raisons financières : une approche économétrique » *Questions d'économie de la santé Irdes* n° 170.

Dick A.W. (1994): “Will Employer Mandates Really Work? Another Look At Hawaii”; *Health Affairs*, 13(1), 343-349.

Dormont B., Geoffard P.-Y., Tirole J. (2014). « Refonder l’assurance maladie », *Les notes du Conseil d’Analyse Economique*, n°12, avril.

Dormont B., Péron M. (2016): “Does health insurance encourage the rise in medical prices? A test on balance billing in France”. *Health economics*, 25(9), 1073-1089.

Dourgnon P., Jusot F., Fantin R. (2012). « Payer nuit gravement à la santé: une étude de l’impact du renoncement financier aux soins sur l’état de santé ». *Economie publique: Etudes et recherches= Public economics*, (28-29), 123-147.

Dourgnon P., Or Z., Sorasith C. (2013) : “L’impact du dispositif des affections de longue durée (ALD) sur les inégalités de recours aux soins ambulatoires entre 1998 et 2008”, *Question d’Economie de la Santé* n°183.

Drees (2017): « Les dépenses de santé en 2016 - Résultats des comptes de la santé, Edition 2016 », Panoramas de la DREES, <http://drees.solidarites-sante.gouv.fr/etudes-et-statistiques/publications/panoramas-de-la-drees/>

Duval J., Lardellier R. (2012): “La redistribution verticale opérée par l’assurance maladie”, Études et résultats (DREES) n°815.

Engelhardt G.V., Gruber J. (2010) : « Medicare part D and the financial protection of the elderly », NBER Working Paper n°16155.

Fenina A., Geffroy Y. (2003), “Les comptes de la santé en 2002”. Études et résultats n°246.

Fertig A.R., Carlin C.S., Ode S., Long S.K. (2017): “Evidence from Pent-up Demand for Care After Medicaid Expansion”, Medical Care Research and Review, March 2017, <https://doi.org/10.1177/1077558717697014>.

Finkelstein A., Taubman S., Wright B., Bernstein, M., Gruber J., Newhouse J.P., Allen H. Baicker K., and The Oregon Health Study Group (2012): “The Oregon Health Insurance Experiment: Evidence from the First Year”, The Quarterly Journal of Economics, Oxford University Press, vol. 127(3), pages 1057-1106.

Fleurbaey M. (2007) : « Le revenu équivalent-santé, un outil pour l'analyse des inégalités sociales de santé ». Revue d'épidémiologie et de santé publique, 55(1), 39-46.

Fleurbaey M. (2008) : « Fairness, responsibility, and welfare ». Oxford University Press.

Fleurbaey M., Blanchet D. (2013) : “Beyond GDP. Measuring welfare and assessing sustainability”, Oxford University Press.

Fleurbaey M., Luchini S., Muller C., Schokkaert E. (2013) : “Equivalent income and the economic evaluation of health care”, Health Economics 22, 711-729.

Fonds CMU (2010): Rapport d’activité, Paris, juin, 105p.

Fond CMU (2014): La lettre du Fonds de financement de la couverture maladie universelle. 54.

Franc C. (2017) : « Le partage de la couverture maladie entre assurances obligatoire et complémentaires-Les défauts d’un système mixte ». médecine/sciences, 33(12), 1097-1104.

Franc C., Perronnin M., Pierre, A. (2016) : « Supplemental Health Insurance and Healthcare Consumption—A Dynamic Approach to Moral Hazard ». Health economics, 25(12), 1582-1598.

Franc C., Pierre A. (2015) : « Conséquences de l'assurance publique et complémentaire sur la distribution et la concentration des restes à charge: une étude de cas ». Économie et statistique, 475(1), 31-49.

Franco C., Pierre A. (2016) : « Restes à charge élevés : profils d'assurés et persistance dans le temps », Questions d'économie de la santé n°217.

Fromenteau M., Ruol V., Eslous L. (2011) : « Sélection des risques: où en est-on? ». Les Tribunes de la santé, (2), 63-71.

Garnero M., Le Palud V. (2013), "Les contrats les plus souscrits auprès des complémentaires santé en 2010" Études et résultats n°837.

Genier P. (1998): "Assurance et recours aux soins. Une analyse microéconomique à partir de l'enquête Santé 1991-1992 de l'INSEE". Revue économique 49(3): 809-819.

Geoffard P.Y. (2006) : « L'AMO ne suffit plus à garantir un accès aux soins sans barrière financière », Regards 2016/1 (N° 49), École nationale supérieure de Sécurité sociale.

Geoffard P.Y., Lagasnerie de G. (2012), "Réformer le système de remboursement pour les soins de ville, une analyse par microsimulation". Economie et statistique n° 455-456.

Goldberg M., Melchior M., Leclerc A., Lert F. (2002): "Les déterminants sociaux de la santé: apports récents de l'épidémiologie sociale et des sciences sociales de la santé". Sciences sociales et santé, 20(4), 75-128.

Gollier C. (2001): "The Economics of Risk and Time", The MIT Press Cambridge, Massachusetts London, England

Grignon M., Perronnin M., Lavis J. N. (2008): "Does free complementary health insurance help the poor to access health care? Evidence from France". Health Economics, 17(2), 203-219.

Gruber J. (2000): "Health insurance and the labor market". In Handbook of health economics (Vol. 1, pp. 645-706).

Guthmuller S., Jusot F., Renaud T., Wittwer J. (2014): " Comment expliquer le non-recours à l'Aide à l'acquisition d'une complémentaire santé? Les résultats d'une enquête auprès de bénéficiaires potentiels à Lille en 2009". Regards, (2), 59-74.

Guthmuller S., Wittwer J. (2012) : « L'effet de la Couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) sur le nombre de visites chez le médecin : une analyse par régression sur discontinuité ». Economie publique n°28-29. 2012/1-2.

Hcaam (2012) : Rapport annuel du Haut conseil pour l'avenir de l'assurance maladie.

Hiemenz K., Klein M. (2017): Will "Repeal and Replace" of the ACA cause pent-up demand to occur? Milliman White paper.

Holt CA., Laury SK. (2002) : « Risk aversion and incentive effects » American Economic Review 92 :1644-1655.

Igas (2016) : « Contribution au rapport au Parlement sur les aides fiscales et sociales à l'acquisition d'une complémentaire santé », Rapport Igas.

Jelovac, I. (2015): "Physicians' balance billing, supplemental insurance and access to health care". *International journal of health economics and management*, 15(2), 269-280.

Jusot F., Legal R., Louvel A., Pollak C., Shmueli A. (2017): "Assurance maladie et complémentaires santé : comment contribuent-elles à la solidarité entre hauts et bas revenus ?" *Questions d'Economie de la Santé* n°225, Irdes.

Jusot F., Perraudin C., Wittwer J. (2012), "L'accessibilité financière à la complémentaire santé en France : les résultats de l'enquête Budget de Famille 2006", *Economie et Statistique*, n° 450, 2012/11, 29-46.

Kambia-Chopin B., Perronnin M., Pierre A., Rochereau T. (2008) : Les contrats complémentaires individuels : quel poids dans le budget des ménages ? In : *Enquête sur la Santé et la Protection Sociale 2006*.

Keeler E.B., Rolph J., Duan N., Hanley J., Manning J.W. (1982): "The demand for episodes of medical treatment: interim results from the health insurance experiment". Monograph R-2829-HHS. Rand Corporation: Santa Monica.

Lafon A., Montaut A. (2017) : « La place de l'assurance maladie privée dans six pays européens », les dossiers de la Drees n°19.

Lagasnerie de G., Jusot F., Wittwer J. et al. (2015): « Reste à charge après remboursement par l'assurance maladie obligatoire - Analyse longitudinale (2008-2013) », In « Les dépenses de santé en 2014 - Comptes de la Santé 2014 », rapport DREES : 141-169.

Lang T., Badeyan G., Cases C., Chauvin P., Duriez M., Gremy I. (2009): "Les inégalités sociales de santé: sortir de la fatalité ». Paris: Haut Conseil de la santé publique.

Lee S.H., Russo G., Nitz L., Jabbar A. (2005): "The Effect of Mandatory Employer-Sponsored Insurance (ESI) on Health Insurance Coverage and Labor Force Utilization in Hawaii: Evidence from the Current Population Survey (CPS) 1994-2004". University of Hawaii at Manoa, Department of Economics.

Liang K.Y., Zeger S.L. (1986) : "Longitudinal data analysis for discrete and continuous outcomes". *Biometrics* 16(5): 121-130.

Long S.H., Marquis M.S., Rodgers J. (1998): "Do people shift their use of health services over time to take advantage of insurance?" *Journal of Health Economics* 17: 105-115.

Manning W.G., Bailit H.L., Benjamin B., Newhouse J.P. (1986): "The Demand for Dental Care: Evidence from a Randomized Trial in Health Insurance". Santa Monica, CA: RAND Corporation, 1986. <https://www.rand.org/pubs/reports/R3225.html>.

Marquis M.S., Long S.H. (1995): "Worker demand for health insurance in the non-group market". *J Health Econ* 1995;14:47–63. doi:10.1016/0167-6296(94)00035-3.

Martin-Houssart G., Rattier M.-O., Raynaud D. (2005), « Les contrats offerts en 2002 par les organismes d'assurance maladie complémentaire », DREES, Études et Résultats n°402, mai.

Mill, J. S. (1863). *Utilitarianism*. London: Parker, Son and Bourn.

Newhouse, J. P. (1978). *Insurance benefits, out-of-pocket payments, and the demand for medical care*. The rand paper.

Newhouse J.P., Rand Corporation, Insurance Experiment Group. (1993): "Free for All? Lessons from the RAND Health Insurance Experiment". Harvard University Press: Cambridge.

Newhouse J.P., Manning W.G., Duan N., Phelps C.E., Brook R.H., Marquis S., Marquis H., Leibowitz A., Keeler E.B., Orr L.L., Morris C.N. (1982): "Some Interim Results from a Controlled Trial of Cost Sharing in Health Insurance". Santa Monica, CA: RAND Corporation, 1982. <https://www.rand.org/pubs/reports/R2847.html>.

Nyman J.A. (1999) : « The value of health insurance : the access motive » *Journal of Health Economics* 18 : 141-152.

OCDE (2017), "Panorama de la santé 2017: Les indicateurs de l'OCDE », Editions OCDE, Paris.

Owen R., Maeng D. (2015): "Indications of Pent-Up Demand: New ACA Enrollee Use of Preference-Sensitive Services". Society of Actuaries

Palacios-Huerta I., Serrano R. (2006) : « Rejecting small gambles under expected utility » *Economic Letters* 91 : 250-259.

Paris V., Polton D. (2016) : « L'articulation entre assurance maladie obligatoire et complémentaire, une spécificité française ? », *Regards* 2016/1 (N° 49), École nationale supérieure de Sécurité sociale.

Pauly M.V. (1968): "The economics of moral hazard: comment". *American Economic Review* 58: 531–537.

Perronnin M., avec la collaboration de Louvel A. (2018), « La complémentaire santé en 2014 : 5 % de non couverts et 12 % parmi les 20 % les plus pauvres », *Questions d'économie de la Santé*, IRDES, n°161.

Perronnin M., Pierre A., Rochereau T. (2011), « La complémentaire santé en France en 2008 : une large diffusion mais des inégalités d'accès », *Questions d'économie de la Santé*, IRDES, n°161.

Perronnin M, Pierre A., Rochereau T. (2012) : « L'enquête Protection sociale complémentaire d'entreprise 2009 », Rapport Irdes n°1890.

Pierre A., Jusot F. (2017): "The likely effects of employer-mandated complementary health insurance on health coverage in France". *Health Policy*, 121(3), 321-328.

Pollak C. (2017): "AMO-AMC, Quelques considérations sur les conséquences de la mixité du système français sur l'équité, Matinée thématique du Collège des économistes de la santé, 19 octobre 2017.

Pratt J.W. (1964): "Risk Aversion in the Small and in the Large", *Econometrica*, 32 : 122-136.

Rothschild M., Stiglitz J. (1978): "Equilibrium in competitive insurance markets: An essay on the economics of imperfect information". *Uncertainty in economics* (pp. 257-280)

Samson A.L., Schokkaert E., Thébaut C., et al. (2018) : "Fairness in cost-benefit analysis: a methodology for health technology assessment". *Health Economics*. 27:102–114.

Schokkaert E., Van Ourti T., De Graeve D., Lecluyse A., Van de Voorde C. (2010) : « Supplemental health insurance and equality of access in Belgium". *Health Economics* 19(4): 377–395.

Sidgwick, H. (1907): "The methods of ethics". Hackett Publishing.

Summers L.H. (1989): "Some Simple Economics of Mandated Benefits" *Am Econ Rev*; 79:177–83.

Von Neumann, J., Morgenstern, O. (2007): "Theory of games and economic behavior" (commemorative edition). Princeton university press.

Wakker P.P. (2008) : « Explaining the characteristics of the power (CRRA) utility family » *Health Economics* 17 : 1329-1344.

Zweifel P, Manning W.G. (2000): "Moral hazard and the consumer incentives in healthcare. In: *Handbook of Health Economics*", vol. 1, Culyer AJ, Newhouse JP, Pauly MV, McGuire TG, Barros PP (eds.). North-Holland: Amsterdam; 409–459.

Résumé

Cette thèse s'intéresse à la place de l'assurance maladie privée en France dans l'organisation globale du système d'assurance sous l'angle des inégalités sociales et de la solidarité entre les bien-portants et les malades. Elle s'intéresse en particulier au rôle joué par l'assurance complémentaire sur l'accès aux soins, la mutualisation des dépenses de santé et le bien-être de la population.

Une première partie, qui concerne les effets temporels de la complémentaire sur l'accès aux soins, révèle que l'augmentation associée des dépenses ambulatoires est essentiellement transitoire et principalement induite par des effets de rattrapage. Une deuxième partie s'intéresse à la mutualisation des risques apportée successivement, entre les bien portants et les malades, par les assurances maladie publique et complémentaire. Elle montre que, pour les postes de soins associés à la maladie pour lesquels il existe une certaine liberté tarifaire, la mutualisation apportée par la complémentaire apparaît relativement faible en comparaison de celle induite par l'assurance publique. Une troisième partie étudie les effets à attendre de la généralisation de la complémentaire santé d'entreprise sur les inégalités de couverture et le bien-être de la population. Du fait de la population ciblée par la réforme, la non-couverture devrait rester toujours plus élevée au sein des populations les plus précaires. Les moins avertis au risque seraient en revanche plus souvent couverts. Les effets indirects que la réforme devrait induire sur le marché de la complémentaire individuelle et sur les salaires devraient par ailleurs conduire à réduire le bien-être collectif.

Au final, les travaux menés dans cette thèse révèlent les limites à vouloir étendre l'assurance maladie privée dans le modèle actuel de cofinancement des soins pour répondre à des objectifs d'équité et de solidarité.

Mots Clés

Assurance maladie; Assurance complémentaire; Inégalités sociales; Mutualisation; Restes-à-charge; Bien-être; Généralisation de la complémentaire santé d'entreprise

Abstract

This thesis deals with the place of private health insurance in France (which is a complementary health insurance) in the overall organization of the health insurance scheme focusing on social inequalities and solidarity between healthy individuals and sick patients. In particular, it addresses the role of private health insurance in access to health care, mutualization of health expenditure, and welfare.

The first part addresses the role played by private health insurance over time in access to care. It reveals that the associated increase in outpatient health expenditure is principally limited in time and mainly induced by postponed health care deemed to be unaffordable without insurance. The second part addresses the mutualization of health expenditure that is induced, between healthy individuals and sick patients, first by public health insurance, and then by private health insurance. The results show that, for care with extra-fees, the mutualization induced by private health insurance appears relatively weak compared to that of public insurance. The last part of the thesis addresses the likely effects of employer mandated complementary health insurance on inequalities of coverage and social welfare. Because of the target of the reform, the most vulnerable populations are expected to remain more often without coverage, whereas non-coverage will significantly decrease among the less risk-averse. The indirect effects that this employer mandate may induce on the individual complementary health insurance market and wages may ultimately greatly reduce social welfare.

Finally, this research highlights the limits of extending private health insurance in the current public/private sharing of care financing organization in order to pursue equity and solidarity goals.

Keywords

Health insurance; Private health insurance; Social inequalities; Mutualization; Out-of-pocket expenditure; Welfare; Employer-provided health insurance