

# RETRAITE ET VULNÉRABILITÉ FACE AUX DÉPENSES DE SANTÉ

---

Bérangère LEGENDRE et Sarah LE DUIGOU\*

\* Université Savoie Mont-Blanc (IREGE), 4, chemin de Bellevue, BP 80439, 74944 Annecy-le-Vieux

**Septembre 2016**

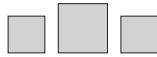
Recherche effectuée dans le Cadre d'une convention conclue  
entre l'Institut de Recherches Économiques et Sociales (IRES) et la CFE-CGC



## TABLE DES MATIÈRES

<b>INTRODUCTION</b> .....	11
<b>1. ÉTAT DES LIEUX : QUE NOUS APPREND LA LITTÉRATURE ?</b> .....	15
1.1. L'émergence du système d'assurance santé mixte à la Française .....	15
1.2. Les inégalités créées par le système actuel .....	16
1.2.1. <i>Inégalités des restes-à-charge dans les dépenses de santé</i> .....	16
1.2.2. <i>Complémentaires santé individuelles et inégalités</i> .....	18
1.2.3. <i>Complémentaires santé collectives et inégalités entre actifs et inactifs</i> .....	21
1.2.4. <i>Dispositifs pour améliorer l'accès aux soins</i> .....	23
1.3. Les réformes en cours ou à venir .....	23
1.3.1. <i>Le Plan de Lutte contre la Pauvreté</i> .....	23
1.3.2. <i>La Loi de Financement de la Sécurité Sociale (LFSS)</i> .....	25
1.3.3. <i>Le Projet de Loi de Modernisation du Système de Santé</i> .....	27
1.3.4. <i>La Loi de Sécurisation de l'Emploi</i> .....	28
<b>2. ÉTAT DES LIEUX : QUE NOUS APPRENNENT LES DONNÉES EMPIRIQUES DISPONIBLES</b> .....	31
2.1. Données et méthodologie.....	31
2.1.1. <i>L'enquête SHARE (Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe)</i> .....	31
2.1.2. <i>Les indicateurs d'inégalité : démarche méthodologique pour capter le caractère inégalitaire des dépenses de santé</i> .....	32
2.2. Statistiques.....	37
2.2.1. <i>Les niveaux de vie et les dépenses de santé</i> .....	37
2.2.2. <i>Inégalités au sein de la population âgée de plus de 50 ans</i> .....	38
2.2.3. <i>Les inégalités par statut</i> .....	39
2.2.4. <i>Effet des dépenses de santé sur les inégalités entre actifs et retraités</i> .....	41
<b>3. QUANTIFICATION DE L'IMPACT DU DÉPART EN RETRAITE SUR LE TAUX DE RESTES-À CHARGE</b> .....	43
3.1. Présentation des interactions entre variables importantes .....	43
3.1.1. <i>Le passage à la retraite : une discontinuité</i> .....	43
3.1.2. <i>Les variables de contrôle</i> .....	44
3.1.3. <i>Le passage à la retraite et l'état de santé : deux variables particulières à traiter</i> .....	45
3.2. Présentation de la modélisation.....	46
3.2.1. <i>Correction de l'endogénéité</i> .....	46
3.2.2. <i>Estimation du modèle à trois équations simultanées</i> .....	47
3.2.3. <i>Les variables de contrôle retenues</i> .....	48

3.3. Analyse graphique et résultats .....	49
3.3.1. <i>L'analyse graphique</i> .....	49
3.3.2. <i>Les résultats économétriques</i> .....	53
<b>4. CONCLUSION</b> .....	<b>55</b>
<b>5. ANNEXES</b> .....	<b>57</b>
<b>6. BIBLIOGRAPHIE</b> .....	<b>65</b>



## LISTE DES TABLEAUX

2.1. Revenu annuel par unité de consommation en euros (année 2012).....	37
2.2. Restes-à-charge de santé en euros (année 2012).....	37
2.3. Rapport restes-à-charge/revenu par UC.....	38
2.4. Indicateurs d'inégalités parmi les ménages dont un membre a 50 ans.....	39
2.5. Indicateurs d'inégalités parmi les retraités.....	40
2.6. Indicateurs d'inégalités parmi les actifs.....	40
2.7. Décomposition de l'entropie entre actifs et retraités.....	42
2.8. Décomposition de l'entropie entre les plus et moins de 61 ans.....	42
3.1. Âge légal de départ en retraite.....	44
3.2. Valeurs moyennes des variables.....	49
3.3. Résultats de l'équation principale ( $H = H^1$ ) : estimation du taux de restes-à-charge ( $y_i$ )	58
3.4. Résultats de la deuxième équation ( $H = H^1$ ) : estimation de la probabilité d'être en retraite ( $R_i$ ).....	59
3.5. Résultats de la troisième équation ( $H = H^1$ ) : estimation de l'état de santé ( $H_i^1$ ).....	60
3.6. Résultats de l'équation principale ( $H = H^2$ ) : estimation du taux de restes-à-charge ( $y_i$ )	61
3.7. Résultats de la deuxième équation ( $H = H^2$ ) : estimation de la probabilité d'être en retraite ( $R_i$ ).....	62
3.8. Résultats de la troisième équation ( $H = H^2$ ) : estimation de l'état de santé ( $H_i^2$ ).....	63



## TABLE DES FIGURES

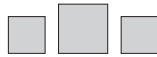
3.1. Modèle à estimer sans prise en compte des interactions entre variables .....	45
3.2. Modèle à estimer : prise en compte des interactions entre variables.....	46
3.3. Âges représentés dans notre échantillon .....	50
3.4. Densité des taux de restes-à-charges dans l'échantillon.....	50
3.5. Proportion par âges d'individus déclarant un état de santé satisfaisant.....	51
3.6. Probabilité d'être en retraite par âge .....	52
3.7. Taux de restes-à-charge moyen par âge en mois .....	52
3.8. Taux de restes-à-charge moyen par âge en années .....	53





## RÉSUMÉ

Ce projet de recherche propose d'évaluer l'impact du passage à la retraite sur la vulnérabilité des ménages français face au poids que représentent les dépenses de santé dans leur budget. Les ménages connaissent en effet lors de leur passage à la retraite une rupture de couverture complémentaire qui a un impact direct sur le montant de leurs dépenses de santé. Nous caractériserons la vulnérabilité et mobiliserons les données de l'enquête européenne SHARE pour la mesurer. Une analyse toutes choses égales par ailleurs nous permettra d'analyser l'impact du départ en retraite et d'un certain nombre d'autres déterminants sur cette vulnérabilité. Notre contribution sera double et répondra à de grands enjeux économiques et sociaux actuels. Elle permettra de questionner le caractère équitable du système d'assurance maladie dans sa forme actuelle, et de proposer des orientations de politiques publiques en matière de financement de la santé, dans un contexte où la nécessité de réformer le système de protection sociale pour assurer sa soutenabilité financière ne fait plus débat.





## INTRODUCTION

Le vieillissement de la population constitue aujourd'hui un défi pour notre système de protection sociale. En 2014, selon l'INSEE, un français sur cinq avait plus de 60 ans. En 2050, les projections montrent qu'un Français sur trois aura dépassé cet âge. En conséquence, le Conseil d'Orientation des Retraites (COR, 2010) prévoit que le rapport démographique (1), aujourd'hui de 1,70 pourrait se dégrader jusqu'à atteindre 1,3 en 2050. Ce vieillissement d'une part augmente les dépenses de santé, et d'autre part fragilise le financement par cotisations. La hausse des dépenses de l'assurance santé qui en résulterait serait de l'ordre de 0,65 % du PIB entre 2003 et 2020 (Grignon, 2003 [24]). Associé à la hausse des coûts susceptibles d'être engendrés par le progrès technique réalisé dans le domaine de la médecine, il remet en cause la soutenabilité financière du système de santé français. La nécessité de réformer la protection sociale en vue de sa soutenabilité financière fait aujourd'hui consensus en France (Dormont, Geoffard et Tirole, 2014 [14] ; Blanchet, 2014 [5]). Une des pistes de réforme déjà envisagée est l'abaissement du niveau de la couverture et donc l'augmentation du reste à charge des patients (proportion de soins non prise en charge par l'assurance maladie obligatoire). Les mesures prises en 2008, en instaurant la franchise médicale, puis en 2010 en instaurant la vignette orange empruntent déjà ce chemin. Le système d'assurance santé français a la particularité d'être un système mixte dans lequel l'Assurance Maladie Complémentaire (AMC), pouvant couvrir ce reste à charge, vient s'ajouter à l'Assurance Maladie Obligatoire (AMO). Ces réformes renforcent donc l'importance des complémentaires santé qui sont contractées aujourd'hui par 95 % des français (Jusot, 2014 [28]). Toutefois, s'appuyer sur ce deuxième pilier du système de santé introduit deux sources d'inégalités :

- Une inégalité face au coût de la santé. Si pour une même couverture, les cotisations de la Sécurité Sociale dépendent du revenu, les primes d'assurances complémentaires dépendent quant à elles du risque de santé encouru par les assurés. Le principe de solidarité en termes de santé est donc remis en cause. En particulier, bien que les taux de reste à charge décroissent avec l'âge, les restes à charge et donc les primes d'assurances complémentaires deviennent quant à eux rapidement croissants avec l'âge, compte tenu de l'augmentation de la consommation de soins (HCAAM, 2010).
- Une inégalité face au financement de l'AMC en fonction du statut de l'assuré. 35 % des salariés bénéficient de complémentaires collectives cofinancées par l'employeur à hauteur en moyenne de 50 % (Couffinhal *et al.*, 2004 [8]). Ils jouissent par ailleurs d'un haut niveau de couverture. Après le passage à la retraite, l'assuré perd les avantages liés aux complémentaires collectives et doit contracter une complémentaire individuelle qu'il finance à 100 %. La hausse de la prime d'assurance consécutive à la perte de ces contrats collectifs est encadrée par la loi Évin de 1999. Elle est plafonnée à 50 %. Toutefois, en prenant en compte la perte du cofinancement de l'employeur, ce plafonnement correspond en réalité à une hausse de la prime supportée par l'assuré de 200 % (2). Face à cette situation, 51 % des titulaires d'un contrat d'entreprise obligatoire, et 39 % des titulaires d'un contrat d'entreprise facultatif changent de contrat au moment de la retraite (Franc, Perronnin et Pierre, 2007 [22]).

Ces modifications de couverture, associées à la hausse du risque de santé pour les plus âgés et à la dégradation probable du niveau de vie relatif des retraités dans les années à venir seront susceptibles d'accroître leur exposition au risque de pauvreté, notamment lorsqu'ils font partie des plus modestes. En effet, seuls les 6 % des ménages les plus pauvres bénéficient d'une Couverture Maladie Universelle Complémentaire (CMU-C) gratuite (Jusot, 2014 [28]), tandis qu'environ 1 % de la population reçoit une Aide à la Complémentaire Santé (ACS).

Dans cette étude nous souhaitons voir si le passage à la retraite fragilise les individus face au risque santé compte tenu du fonctionnement du système d'assurance santé. La littérature récente a largement exploré les questions de soutenabilité du système de

(1) Le rapport démographique est le rapport de la population combinée de jeunes (personnes âgées de 0 à 19 ans) et de personnes âgées (personnes âgées de 65 ans et plus) à la population en âge de travailler (personnes âgées de 20 à 64 ans).

(2) La prime à laquelle peut faire face un retraité est donc de : Prime initiale  $\times$  1,5. La prime à laquelle fait face un employé bénéficiant du cofinancement de son entreprise est de : Prime initiale  $\times$  0,5. Le passage de l'une à l'autre correspond à une augmentation de 200 % : Prime initiale  $\times$  0,5  $\times$  (1 + 200 %) = 1,5  $\times$  Prime initiale.

protection sociale face au vieillissement (Dormont, Geoffard et Tirole, 2014 ; Blanchet, 2014 [5]), mais peu de travaux s'interrogent sur la capacité du système actuel de santé à lutter contre la vulnérabilisation des ménages lors du passage à la retraite. La littérature tend à montrer que jusqu'à présent le système de retraite réduit les inégalités de revenu grâce notamment à une réduction de la dispersion des pensions par rapport aux revenus du travail (Aubert et Bachelet, 2012 [3]). Néanmoins, la santé se dégradant avec l'âge (DREES, 2011 [17]), analyser la vulnérabilité des ménages en termes de pauvreté après dépenses de santé prend d'autant plus de sens que nous souhaitons nous focaliser sur la population partant en retraite. Nous entendons par vulnérabilité accroissement de l'exposition au risque de pauvreté, mesuré relativement au niveau de vie moyen de la population. Dès lors, se focaliser sur la vulnérabilité revient également à analyser les inégalités face aux dépenses de santé au sein de la population. Toutefois, les inégalités de niveaux de vie après dépenses de santé peuvent cacher un comportement d'auto-restriction en termes de consommation de services de santé. Bien que la couverture complémentaire se soit généralisée, 5 % de la population française reste non couverte (Jusot, 2014 [28]). Or l'absence de couverture complémentaire ou sa mauvaise qualité apparaissent comme un facteur majeur d'inégalités sociales car les assurés choisissent alors plus fréquemment de renoncer aux soins (Desprès, Dourgnon, Fantin et Jusot, 2011 [10]). Il sera donc nécessaire de confronter dépenses de santé et consommation de soins au regard de l'état de santé des individus. Desprès *et al.* (2011 [10]) montrent néanmoins sur données de 2008 que le renoncement aux soins généraux pour raisons financières s'accroît avec l'âge jusqu'à 50 ans environ, puis décroît au-delà, semblant notamment indiquer d'après les auteurs une baisse des besoins en soins généraux, réels ou ressentis, parmi les personnes âgées. Le système de santé est-il adapté à la transition du marché du travail vers l'inactivité, ou favorise-t-il l'apparition d'inégalités entre des générations ou au sein des générations ? Au final, notre contribution sera multiple et répondra à de grands enjeux actuels. En effet, le progrès médical est un progrès social important dont les enjeux sont la hausse de l'espérance de vie et la hausse de l'espérance de vie en bonne santé. À cet égard, garantir l'équité devant l'accès à ce progrès semble indispensable à la cohésion sociale. Mais ce progrès social est coûteux. Ce projet permettra de questionner le caractère équitable du système de santé français tel qu'il existe aujourd'hui. Jusqu'où sommes-nous prêts à en faire bénéficier de façon solidaire les plus âgés ? La nécessité de réformer la protection sociale en vue de sa soutenabilité financière fait aujourd'hui consensus (Dormont, Geoffard et Tirole, 2014 [14] ; Blanchet, 2014 [5]). Dans ce travail, nous choisissons d'aborder l'angle social de cette réforme du système de santé. Cela nous permettra donc également d'apporter un éclairage supplémentaire sur les orientations potentielles des politiques publiques à venir en matière de financement de la santé.

La question de recherche posée dans ce projet est abordée de manière quantitative afin de chiffrer les inégalités. Nous mobilisons pour cela les données de l'enquête européenne SHARE. Cette enquête interroge depuis 2004 les ménages dont au moins un membre a 50 ans. L'échantillon des personnes interrogées est donc particulièrement adapté à la problématique traitée dans notre projet. L'enquête renseigne tant sur les caractéristiques socio-démographiques des ménages que sur leur état de santé. Elle permet d'avoir une connaissance précise des dépenses de santé à la charge des ménages. Par ailleurs, SHARE étant une base de données longitudinale, elle nous permet d'obtenir les informations nécessaires sur un échantillon de ménages avant et après le départ à la retraite de ses membres. Quatre vagues de l'enquête sont actuellement disponibles, la première date de 2004 tandis que les données les plus récentes ont été collectées en 2010-2011. Pour répondre à la problématique, nous mènerons une analyse statistique des distributions de revenus des ménages d'une part avant et après dépenses de santé, et d'autre part avant et après départ à la retraite d'au moins un de ses membres. La mobilisation de plusieurs indicateurs d'inégalité (Gini, 1921 [23] ; Theil, 1967 [33] ; Atkinson, 1970 [2] ; Yitzahki, 1983 [36] ; Donaldson et Weymark, 1980 [12]) apporte un premier éclairage sur le niveau de vie des ménages avant/après dépenses de santé, et avant/après passage à la retraite. Ces indicateurs permettent d'analyser la proportion de ménage exposés à la pauvreté monétaire, mais également l'intensité de cette pauvreté. Afin de mettre en évidence l'effet du passage à la retraite sur les inégalités de niveaux de vie après dépenses de santé, nous proposons une analyse toutes choses égales par ailleurs. Les techniques économétriques nous permettront d'isoler l'effet de la retraite de l'effet âge mais aussi de l'impact d'autres déterminants sur la dispersion des niveaux de vie après dépenses de santé. En comparant des individus partageant ces déterminants, et en particulier ayant le même âge, mais n'ayant pas le même statut, nous pourrions évaluer l'effet pur du départ en retraite sur le niveau de vie des assurés après dépenses de santé.

Dans un premier chapitre, nous présenterons le système français d'assurance maladie, ses perspectives d'évolution, ainsi que la littérature qui y est associée. Dans un second chapitre, après avoir présenté plus en détail nos données, nous amorcerons la réflexion autour du caractère plus ou moins créateur d'inégalités de ce système de santé à l'aide de statistiques descriptives. Dans un troisième chapitre, nous poursuivrons cette réflexion en utilisant des méthodes économétriques permettant d'isoler l'effet du statut de l'effet de l'âge. Nous évaluerons ainsi l'effet du statut sur la vulnérabilité des seniors face à leur dépense de santé.





## CHAPITRE 1

### ÉTAT DES LIEUX : QUE NOUS APPREND LA LITTÉRATURE ?

#### 1.1. L'ÉMERGENCE DU SYSTÈME D'ASSURANCE SANTÉ MIXTE À LA FRANÇAISE

---

Les événements de santé tels que les maladies ou les accidents corporels mettant en cause la santé de la personne constituent les risques de santé. Les différents types de risque de santé peuvent :

- dépendre du comportement de celui qui les subit. Un certain nombre de risques de santé est augmenté par des comportements dits à risque. Ces comportements peuvent augmenter le risque de maladies (drogue, alcool, alimentation, sédentarité etc.), ou d'accidents corporels (sport extrême, imprudence etc.),
- ne pas dépendre du comportement de celui qui les subit (facteur génétique par exemple).

Parce qu'au moins une partie de ces risques ne dépend pas du comportement de celui qui les subit, parce que le dommage causé et les coûts qu'ils engendrent pour l'individu peuvent être considérables et surtout parce qu'ils sont répartis de façon très inégale dans la population, ces risques doivent pouvoir être assurés. Toutefois, leur nature complexe pose un certain nombre de problèmes quant à leur assurance. Une partie de ces risques de santé peuvent :

- être connus de celui qui les subit. Une part de ces risques est en effet connu par l'individu : un individu connaît son état de santé, a conscience de son facteur génétique, connaît aussi son mode de vie, plus ou moins propice au respect d'une bonne santé,
- être totalement imprévisibles et inconnus.

Étant donné qu'une partie des risques de santé est connue par l'individu et est différente d'une personne à l'autre, la mutualisation des risques de santé pose un problème pour l'assureur, celui de la sélection adverse. Si l'assureur cherche à assurer toute la population et qu'il ne connaît pas, lui, les risques exacts de chacun (ce qui est en général le cas), il devra faire payer à tous une prime d'assurance égale à la moyenne des risques de toute la population. Le problème d'une telle assurance est qu'elle décourage grandement les individus à faible risque de s'assurer. Ces personnes pourront préférer s'auto-assurer plutôt que de « payer pour les autres ». L'assureur n'assurera donc plus ceux considérant avoir un risque faible. En conséquence, la prime d'assurance augmentera car une fois ces individus partis, le risque moyen pour l'assureur augmentera. Cette hausse des tarifs pourra décourager à leur tour les personnes à risque moyen etc. À terme, l'assurance devient très chère, ne couvre que les personnes à fort risque et ne mutualise que peu les coûts associés à ces risques. Comment résoudre ce problème ? Les théories de l'assurance proposent trois solutions :

1. Proposer des primes différentes sur la base d'une discrimination statistique.  
Si l'assureur ne peut pas observer les risques de santé des individus, il peut observer des caractéristiques révélatrices de ces risques. Dans le cas de la santé par exemple, l'âge. Dans ce cas, la prime d'assurance peut dépendre de l'âge des individus.
2. Proposer des contrats révélateurs. L'assureur peut proposer différents contrats plus ou moins protecteurs de certains risques. Il laisse donc à l'individu la possibilité de se sélectionner lui-même sur le contrat qui correspond à son risque. La personne ayant un faible risque paiera donc moins que celle avec un fort risque.
3. Rendre l'assurance obligatoire. En ne laissant pas le choix aux individus de s'assurer ou pas, les personnes à faible risque sont contraintes de financer les risques des autres et la mutualisation des risques s'opère.

Rendre l'assurance obligatoire est la solution choisie en France pour des raisons évidentes d'équité et de solidarité. Cette assurance est appelée régime obligatoire ou Assurance Maladie Obligatoire (AMO) et est assurée par la Sécurité Sociale. L'aspect solidaire de la Sécurité Sociale est en outre renforcé par sa redistributivité. Les ménages à hauts

revenus payent plus que les ménages à bas revenus. L'aspect obligatoire de cette assurance est donc d'autant plus important qu'il est peu probable que, s'il avait le choix, un jeune actif en pleine santé, gagnant très bien sa vie paierait cette assurance dont la prime serait très supérieure à ses risques propres. La mutualisation des risques de santé à l'échelle d'une nation a également du sens dans la mesure où il existe un intérêt économique et social à la bonne santé de tous, un individu en bonne santé sera meilleur dans toutes les tâches de la vie (meilleur travailleur, meilleur parent, meilleur citoyen etc.).

Rendre les agents captifs d'une assurance peut toutefois poser d'autres problèmes. C'est le cas si les coûts de santé sont en partie le résultat du comportement des individus. Deux types de comportement peuvent poser problème :

- Ceux liés aux risques eux-mêmes : comportement à risque, comme décrit plus haut.
- Ceux liés aux coûts associés à ces risques : comportement de consommation des biens et services de santé (ne pas comparer les prix lors de consultation de spécialistes pratiquant le dépassement d'honoraire, choisir des options superflues lors des hospitalisations, aller chez le médecin plus que nécessaire, changer de lunettes très fréquemment etc.).

Si la prime d'assurance ne dépend pas du risque et/ou du coût de santé, les individus peuvent être tentés d'être imprudents, ou de consommer des biens et services de santé de façon peu responsable. Ces comportements d'abus entraînant une inflation des coûts de santé est appelé aléa moral. Afin d'éviter cet aléa moral, il est important de conserver une partie des coûts de santé (ceux liés à cet aléa moral autant que possible) à la charge de ce patient, donc que l'assurance obligatoire ne rembourse pas la totalité des frais de santé. Cette partie peut-être plus ou moins grande : plus elle est grande, moins il y a d'aléa moral, mais plus le système est inégalitaire car il est parfois difficile de faire la différence entre un abus et soins nécessaires, ces restes-à-charge peuvent donc se révéler injustes dans certains cas. Naturellement, il est possible de contracter une assurance pour ces restes-à-charge, ces assurances sont appelées Assurance Maladie Complémentaire (AMC). Ces assurances (mutuelle ou compagnie d'assurance) sont confrontées au même problème de sélection adverse que l'Assurance Maladie Obligatoire, mais y répondent de façon différente en fonction des cas. La majorité des AMC propose plusieurs contrats plus ou moins complets afin de sélectionner les assurés (contrats révélateurs). Les tarifs des AMC peuvent également varier en fonction de l'âge ou du sexe (discrimination statistique).

En outre, la santé d'un individu n'est pas importante que pour l'individu lui-même et la collectivité, elle l'est aussi pour son employeur. Cette convergence d'intérêt donne lieu à l'instauration de ce qu'on appelle l'AMC collective. Le principe de cette assurance est la mutualisation des risques de santé au sein d'une entreprise ou d'une Branche d'activité.

Le système d'assurance santé français a donc la particularité d'être un système mixte. Il est composé d'un régime obligatoire (AMO) et d'un régime complémentaire (AMC). Le régime obligatoire est financé par des cotisations sociales indexées sur les revenus. Il permet pour chaque citoyen de se voir rembourser une partie de ses frais de santé (soins de médecine de ville, soins hospitaliers, médicaments...). Une partie de ces frais ne sont toutefois pas pris en charge par ce régime. Cette part restante peut alors soit être payée par le patient, soit prise en charge par une assurance complémentaire si le patient en a contracté une. Dans certains cas, quand notamment, le patient peut bénéficier d'une assurance complémentaire collective, son coût est indexé sur le revenu du patient. Lorsqu'au contraire le patient contracte une assurance complémentaire individuelle, son coût est généralement fonction de ses risques de santé.

Dans la suite de ce chapitre, nous présenterons plus précisément le fonctionnement de ce système de santé mixte et nous mettrons en avant, en nous appuyant sur la littérature récente, les sources possibles d'inégalité de ce système, notamment consécutivement au passage à la retraite.

## 1.2. LES INÉGALITÉS CRÉÉES PAR LE SYSTÈME ACTUEL

### 1.2.1. Inégalités des restes-à-charge dans les dépenses de santé

L'Assurance Maladie Obligatoire (AMO) garantit une mutualisation entre tous les Français, quel que soit la génération, le statut, le risque santé etc., son financement étant



indépendant du risque. Toutefois, les contraintes de soutenabilité financière rencontrées par l'assurance sociale obligent à des réformes menant à des transferts de charges du système de santé vers les patients. Les assurés s'acquittent alors d'un reste-à-charge sous forme du ticket modérateur ou co-paiement. Les ménages financent ainsi directement 9,6 % de la dépense soit un taux de financement direct parmi les plus faibles d'Europe. Pour autant, ces restes-à-charge peuvent être très élevés pour les assurés présentant un état de santé dégradé et les seniors (Dormont *et al.*, 2014 [14] ; Jusot, 2014 [28]). Néanmoins, la Sécurité Sociale offre un taux de couverture plus important pour les personnes aux pathologies lourdes, limitant ainsi l'accroissement des restes-à-charge aux âges élevés.

Le dispositif des Affections de Longue Durée (ALD), introduit dès 1945, a pour objectif de réduire les restes-à-charge pour chaque personne souffrant de maladies longues et coûteuses. Actuellement, il concerne environ 400 maladies rassemblées en 32 catégories de pathologies. Les personnes en Affection de Longue Durée bénéficient de l'exonération des tickets modérateurs pour les soins liés à la pathologie concernée, indépendamment de leur niveau de ressources. Elles représentent 15 % des assurés au régime général, soit, en 2009, 8,6 millions de personnes. Leurs dépenses représentent approximativement 60 % de l'ensemble des dépenses remboursées par la Sécurité Sociale et se sont accrues en moyenne de 4,9 % par an sur la période 2005-2010, contre 1,8 % pour les autres dépenses, en raison du vieillissement de la population, de la recrudescence des maladies chroniques et du progrès technique (Dourgnon *et al.*, 2013 [16]).

Les patients aux pathologies lourdes sont davantage représentés parmi les personnes âgées. En effet, les individus souffrant d'une ALD étaient âgés, en moyenne, de 62,8 ans en 2008. En outre, 57 % des personnes en ALD sont retraitées (Dourgnon *et al.*, 2013 [16]). En conséquence, la dépense remboursée d'une personne de 85 ans est approximativement cinq fois supérieure à celle d'un individu de 35 ans, tandis que ses dépenses de santé sont approximativement quatre fois plus élevées (HCAAM, 2010 [32]). Le taux moyen de couverture par l'AMO atteint environ 75 % pour les 30-55 ans et 85 % au-delà de 85 ans, 60 % des personnes âgées de 85 ans bénéficiant du mécanisme de l'ALD, contre seulement 10 % des individus de 35 ans (HCAAM, 2010 [32]). Le taux de restes-à-charge oscille donc de 20 à 25 % pour les 25-55 ans, et s'élève à moins de 15 % pour les plus de 70 ans (Wittwer, 2014).

Bien que le taux de couverture des personnes âgées par l'assurance maladie semble globalement meilleur, les plus malades subissent fréquemment des restes-à-charge élevés, en raison de leur importante consommation de soins (HCAAM, 2010 [32]). Dourgnon *et al.*, 2013 [16] rapportent qu'en 2008, les dépenses annuelles moyennes pour les soins ambulatoires, les médicaments et les médecins généralistes ou spécialistes, atteignaient respectivement 3 900 euros, 1 720 euros et 600 euros pour les assurés souffrant d'une ALD, contre 800 euros, 220 euros et 200 euros pour le reste de la population. De même, les dépenses annuelles moyennes pour les soins dentaires et l'optique s'élevaient respectivement à 150 et 80 euros pour les personnes en ALD, contre 130 euros et 65 euros pour les autres (Dourgnon *et al.*, 2013 [16]). Bien qu'en moyenne 89 % des dépenses des assurés en ALD soient remboursées, elles n'en supportent pas moins un reste-à-charge moyen hors dépassements de 760 euros, contre 450 euros pour les autres assurés (Jusot, 2014 [28]). Ce reste-à-charge est d'autant plus élevé que les personnes titulaires de ce dispositif cumulent fréquemment plusieurs pathologies. La part des dépenses non remboursées par la Sécurité Sociale se concentre sur les plus âgés, et les restes-à-charge peuvent varier de 300 euros pour les 30-34 ans à plus de 1 000 euros pour les plus de 80 ans (Wittwer, 2014).

Ces restes-à-charge font apparaître certains postes spécifiques aux personnes âgées, notamment les soins infirmiers, qui prennent de l'importance au-delà de 85 ans. Ainsi, les restes-à-charge pour les soins infirmiers atteignent, en moyenne, 100 euros par an au-delà de 85 ans et plus de 300 euros par an au-delà de 95 ans (Dourgnon *et al.*, 2013 [16]). Les restes-à-charge en pharmacie, optique et dentaire s'élèvent, en moyenne, respectivement à 140 euros, 80 euros et 95 euros pour les assurés en ALD, contre 80 euros, 60 euros et 80 euros pour le reste de la population (Dourgnon *et al.*, 2013 [16]).

Le Tarif Journalier de Prestation (TJP) a été mis en place au sein de l'hôpital public. Ce tarif permet aux hôpitaux de calculer le ticket modérateur, en d'autres termes, les restes-à-charge du patient et de sa complémentaire santé. Théoriquement, ce ticket modérateur représente approximativement 20 % de la facture communiquée à la Sécurité Sociale. Or,

le Tarif Journalier de Prestation diffère selon les établissements (Hamon et Rosenweg, 2015 [25]). Il oscille en moyenne de 817 euros dans les centres hospitaliers à 1 220 euros dans les Centres Hospitaliers Universitaires (CHU), soit une différence d'environ 50 %. Il atteint 2 230 euros à l'hôpital de Lunéville, soit près de trois fois la moyenne nationale. Le Tarif Journalier de Prestation diffère également en fonction des centres hospitaliers et parmi les Centres Hospitaliers Universitaires. À titre d'exemple, Hamon et Rosenweg rapportent que pour les premiers, il varie de 358,83 euros à l'hôpital de Nogent-le-Rotrou, à 1 468 euros à l'hôpital de Saint-Malo. Pour les deuxièmes, il varie de 862 euros pour l'Assistance Publique-Hôpitaux de Paris (AP-HP) à 1 476 euros pour le CHU de Rouen. Ces disparités génèrent des inégalités de restes-à-charge parmi les patients. Ainsi, parmi les 20 millions de séjours hospitaliers annuels, 1 % des patients supportent une facture supérieure à 5 190 euros, soit approximativement 20 000 individus. Par ailleurs, environ 20 000 patients non couverts par une complémentaire ou ne bénéficiant pas d'une couverture de qualité suffisante, subissent un reste-à-charge dépassant 588 euros pour leur séjour hospitalier (Hamon et Rosenweg, 2015 [25]). Ces inégalités émergent notamment aux dépens des seniors, dont l'état de santé nécessite un recours aux soins hospitaliers plus fréquent. En effet, bien que les plus de 60 ans représentent 22 % de la population, ils représentent également 33 % de la population hospitalisée au moins une fois au cours de l'année (HCAAM, 2010 [32]). De même, les plus de 75 ans représentent 9 % de la population, mais 15 % de la population hospitalisée au moins une fois dans l'année.

L'augmentation des restes-à-charge affecte d'autant plus les personnes âgées que le niveau de vie est susceptible de décroître à compter de l'âge de la retraite. Parmi les actifs, bien que le niveau de vie moyen s'accroisse avec l'ancienneté, et donc avec l'âge, l'effort de santé s'accroît également. En effet, le taux d'effort brut, en d'autres termes, les restes-à-charge après AMO rapportés au revenu annuel, augmente dès 20-24 ans. Ainsi, jusqu'à 60 ans, la progression des restes-à-charge présente une accélération inférieure à 3 %, mais atteint 5 % au-delà de 80 ans, vulnérabilisant fortement les plus âgés (HCAAM, 2010 [32]). Ces restes-à-charge élevés expliquent en partie le renoncement aux soins des personnes non couvertes par une complémentaire. Ainsi, 32 % des personnes non affiliées à un contrat de complémentaire santé ont renoncé aux soins en 2014, soit une proportion deux fois plus élevée qu'au sein des détenteurs d'une complémentaire (Dormont *et al.*, 2014 [14]).

Le recul du financement public de la santé et l'augmentation de la charge financière pour les personnes de plus de 60 ans réduisent la capacité du système de santé français à offrir un haut niveau de protection aux personnes âgées. La couverture des sommes restant à la charge des assurés nécessite la contraction d'une Assurance Maladie Complémentaire (AMC), notamment pour les ménages les plus modestes, les personnes âgées, et les individus dont l'état de santé induit des besoins en soins importants (Perronnin *et al.*, 2011 [31]). Les assurances complémentaires sont actuellement contractées par 95 % des Français, contre 84 % dans les années 1990 (Jusot, 2014 [28]). Selon l'ESPS, l'Enquête sur la Santé et la Protection Sociale (2012), 6 % des Français bénéficient gratuitement d'une complémentaire santé par l'intermédiaire de la Couverture Maladie Universelle Complémentaire (CMU-C), 53 % sont détenteurs d'un contrat individuel et 35 % disposent d'un contrat collectif (Jusot, 2014 [28]). Toutefois, ce deuxième pilier du système de santé couvre inégalement les restes-à-charge et est susceptible de générer des inégalités entre actifs et retraités.

### 1.2.2. Complémentaires santé individuelles et inégalités

La fiscalité des contrats de complémentaire santé est passée de 1,78 % en 2005 à 13,27 % en 2012. Cette augmentation reflète un accroissement du prix de la santé en France, qui s'est traduit par une hausse simultanée des tarifs des complémentaires. Ainsi, Hamon et Rosenweg rapportent que le montant moyen des primes supportées par les assurés est passé de 382 euros en 2001 à 551 euros en 2008, soit une hausse de 44 %, tandis que le montant des remboursements des complémentaires n'a progressé que de 27 %. Le chiffre d'affaires des complémentaires santé s'est accru de 3 % en 2011 et de 5,1 % en 2012, pour atteindre 32,14 milliards d'euros la même année, tandis que les remboursements ont représenté 25,7 milliards d'euros. En 2014, bien que l'inflation ait été proche de zéro, les tarifs ont augmenté de 3,3 %. L'augmentation du prix des complémentaires est donc de l'ordre de 14 % sur cinq ans. Sur la même période, l'acquéreur d'un contrat, individuel ou collectif, a subi en moyenne une hausse de plus de 12 %, cumulée à une démutualisation des risques et à la réduction des garanties (Hamon et Rosenweg, 2015 [25]).

Pour une même couverture, les cotisations de la Sécurité Sociale dépendent du revenu, tandis que les primes d'assurances complémentaires dépendent du risque de santé encouru par les assurés. Les individus ayant une consommation moyenne de soins plus élevée en raison de leur pathologie, sont considérés comme des personnes « à risques », et peuvent se voir appliquer une prime plus élevée.

Les complémentaires individuelles étant facultatives, les organismes peuvent librement définir les garanties offertes par les contrats. Dans un tel contexte, les assureurs qui égaliseraient les primes de leurs adhérents et leur proposeraient un contrat unique, encourraient un risque de sélection adverse, autrement dit le risque de fuite des affiliés jeunes et en bonne santé. En effet, l'assurance pourrait être trop onéreuse pour ces assurés, au regard de leur faible risque, autrement dit, de leur faible consommation de soins. Ce phénomène d'antisélection aurait pour conséquence de réduire l'étendue de la mutualisation et de surenchérir le montant de la prime moyenne. Dans un objectif de rentabilité et de compétitivité, les assureurs calculent donc les primes en fonction du risque individuel des assurés, et au plus près des dépenses de santé prévues pour chaque personne. Ainsi, selon la Direction de la Recherche, des Études, de l'Évaluation et des Statistiques (DREES), approximativement 80 % des compagnies proposant des contrats individuels de complémentaire santé évaluent le niveau des primes en fonction de l'âge de l'assuré (Wittwer, 2014). Plus l'individu est âgé, plus sa prime est élevée. En 2006, les chiffres de l'Enquête sur la Santé et la Protection Sociale (ESPS) montraient que les ménages de plus de 65 ans supportaient une prime moyenne de 1 243 euros, contre 642 euros pour les ménages âgés de moins de 30 ans, soit un coût deux fois plus élevé. Par ailleurs, 35,3 % des personnes de plus de 65 ans subissaient une prime supérieure à 1 430 euros, contre 3,6 % pour les moins de 30 ans. Depuis, l'écart s'est creusé. Le montant des primes peut actuellement tripler entre jeunes et seniors (Dormont *et al.*, 2014).

Les principes attachés à la loi Évin de 1989 visent à limiter cette sélection des risques. En effet, la loi exclut les augmentations de tarifs individuelles en fonction de la consommation de soins observée, en contraignant les organismes à pratiquer des relèvements de tarifs uniformes pour les détenteurs d'un même contrat. De même, certaines dispositions fiscales encouragent les contrats responsables, qui ne déterminent pas le montant des cotisations des assurés en fonction de leur état de santé, et n'utilisent pas de questionnaire médical au moment de la souscription. Dans ce cadre, la réglementation prévoit notamment une exonération de la taxe d'assurance pour les assureurs ne réclamant pas d'informations sur l'état de santé de leurs assurés.

Pour autant, la loi Évin de 1989 ne décourage pas la sélection des risques. En effet, des stratégies de segmentation des contrats permettent aux organismes d'ajuster leurs tarifs *via* leur offre au plus près des dépenses de santé des assurés, tout en respectant les contraintes imposées par la loi. Ainsi, les compagnies peuvent proposer des contrats différenciés, tels que les contrats modulaires, *low cost*, sur-complémentaires ou contrats à options. Ces différents types de contrats leur permettent de mener une sélection des risques et une tarification en fonction de l'état de santé, par la définition de groupes d'assurés ayant des niveaux de dépenses homogènes. Cette différenciation des contrats engendre une multiplicité de l'offre qui devient difficilement lisible pour les individus (Dormont *et al.*, 2014 [14]).

En menant une sélection des risques, les offreurs de complémentaires individuelles contribuent à dégrader la mutualisation des restes-à-charge entre personnes malades et en bonne santé et, en particulier, entre actifs et retraités. Elles génèrent des inégalités d'accès à l'assurance et aux soins entre actifs et retraités, et vulnérabilisent les personnes âgées, en majorité couvertes par un contrat individuel.

La part des ressources consacrées à l'acquisition d'une complémentaire santé pèse plus lourdement sur les ménages modestes et apparaît d'autant plus conséquente pour les personnes âgées, que la contraction d'un contrat d'assurance complémentaire entraîne une prime indépendante du revenu et croissante avec l'âge. Les ménages les plus modestes consacrent en moyenne 8,5 % de leur revenu disponible à l'acquisition d'une complémentaire santé pour un contrat individuel, et 10,7 % pour un contrat collectif, tandis que les plus favorisés n'y consacrent respectivement que 2,3 % et 3,3 % (Jusot, 2014 [28]). La proportion de ménages au taux d'effort le plus important atteint 74,5 % parmi les plus modestes, contre 1,3 % parmi les plus aisés (IRDES, 2008 [1]). Dès lors, l'assurance complémentaire santé apparaît difficilement accessible pour 18,5 % des Français (Jusot, 2014 [28]).

Les complémentaires santé vulnérabilisent les ménages modestes et, notamment, les personnes âgées, dont le niveau de vie relatif peut se dégrader lors de la transition vers la retraite. Le montant de la prime représente alors une part plus importante de leur revenu (Dormont *et al.*, 2014 [14] ; Wittwer, 2014 [35]). Ainsi, le taux d'effort moyen est de 7,1 % pour les plus de 65 ans, contre 3,2 % pour les moins de 30 ans. La proportion de ménages au taux d'effort très important atteint 47,4 % parmi les plus de 65 ans, contre 5,4 % parmi les moins de 30 ans (IRDES, 2008 [1]). Les personnes âgées, cumulant des besoins en soins élevés et diminution de leur niveau de vie relatif, consacrent une part plus importante de leur revenu à l'acquisition d'une complémentaire santé. L'assurance complémentaire santé peut donc exposer les personnes âgées à la pauvreté et contribue à limiter l'accès de ces dernières à une couverture complémentaire.

5 % des Français ne sont pas couverts par une complémentaire santé, malgré la généralisation de la détention d'une couverture complémentaire dans la population. Les personnes de 80 ans et plus bénéficient moins fréquemment que les 40-79 ans d'une protection complémentaire. Ainsi, la proportion de non-couverts atteint 22 % pour les personnes âgées de 80 ans et plus, contre 12 % pour les 40-79 ans (Grignon, 2003 [24]). Cette absence de couverture est, en majorité, contrainte. Pour les personnes ne bénéficiant pas d'une assurance complémentaire santé gratuite dans le cadre de la Couverture Maladie Universelle Complémentaire, ou d'une couverture collective au sein de leur entreprise, la contraction d'une complémentaire dépend essentiellement du revenu disponible. En effet, selon l'Enquête sur la Santé et la Protection Sociale (2012), 53 % des individus ne sont pas couverts, car ils ne disposent pas des ressources suffisantes et/ou la complémentaire santé est trop onéreuse. La proportion de ménages non couverts se concentre donc sur les plus modestes. Ainsi, cette part atteint 24,6 % chez les plus pauvres, contre 6,5 % chez les plus riches. Le revenu mensuel total moyen des ménages non couverts atteint 1 602 euros, contre 2 095 euros pour les ménages bénéficiant d'une complémentaire santé individuelle, 3 131 euros pour ceux titulaires d'un contrat collectif, et 3 268 euros pour ceux disposant de ces deux types de couverture (IRDES, 2008 [1]). Dès lors, le taux de non-couverture diminue avec le niveau de vie et s'élève environ à 20 % au-dessus du seuil de la Couverture Maladie Universelle Complémentaire (Jusot, 2014 [28]).

En raison de la sélection des risques pratiquée dans le cadre des complémentaires individuelles, les personnes âgées sont soumises à l'impossibilité de souscrire de nouveaux contrats aux alentours de 70 ans (Wittwer, 2014). Selon l'Institut de Recherche et Documentation en Économie de la Santé, 12 % des plus de 80 ans ne bénéficieraient d'aucune complémentaire en raison de cette limite d'âge à la souscription (HCAAM, 2010).

Les détenteurs de complémentaires santé sont couverts de manière très hétérogène. Ainsi, 47 % des contrats ne prennent pas en charge les dépassements d'honoraires, tandis que d'autres bénéficient de couvertures très étendues, en particulier dans le cadre des contrats collectifs (Dormont *et al.*, 2014[14]). Ainsi, selon la Direction de la Recherche, des Études, de l'Évaluation et des Statistiques (DREES), les contrats collectifs proposent à leurs assurés des garanties parmi les plus élevées, tandis que les contrats individuels offrent des garanties de milieu de gamme à deux tiers de leurs titulaires (Jusot, 2014 [28]). 77 % des contrats collectifs offrent des garanties élevées ou très élevées, contre 10 % des contrats individuels. À cette détérioration de la qualité de la couverture, s'ajoutent un coût global moyen plus élevé et un rapport qualité-prix dégradé par rapport aux contrats collectifs. En effet, les contrats individuels de complémentaire santé coûtent, en moyenne, 50 % plus cher que les contrats d'entreprise. Ces inégalités nuisent aux personnes âgées, contraintes de contracter une couverture individuelle à l'âge de la retraite.

Les ménages qui bénéficient d'une couverture collective complétée par une couverture individuelle supportent, dans le cadre de leur contrat individuel, des primes annuelles deux fois moins élevées que ceux uniquement couverts par une complémentaire santé individuelle. Ainsi, les premiers versent une prime annuelle moyenne de l'ordre de 661 euros, contre 1 130 euros pour les seconds. En effet, les ménages bénéficiant des deux types de couverture sont, en moyenne, plus jeunes que les ménages uniquement détenteurs d'un contrat individuel, les retraités ne pouvant pas être affiliés à une couverture collective (IRDES, 2008 [1]).

Par ailleurs, les pouvoirs publics attribuent des aides sociales et fiscales dans le cadre des contrats responsables (contrats qui ne couvrent pas les dépassements d'honoraires en cas de non-respect du parcours de soins, les franchises médicales, les forfaits et les majo-

rations du ticket modérateur) et des contrats collectifs. Ces aides publiques sont susceptibles de créer des disparités importantes. Ainsi, l'aide annuelle par contrat pour les contrats individuels des fonctionnaires, pour les contrats collectifs obligatoires et pour les contrats Madelin des travailleurs indépendants, varie respectivement de 15 à 226 et 260 euros, alors qu'une grande part des contrats individuels ne bénéficie d'aucune subvention. Dormont *et al.* (2014 [14]) rapportent que cette discrimination porte préjudice aux jeunes, chômeurs et personnes âgées, contraints de payer une prime plus élevée pour acquérir une assurance complémentaire.

### 1.2.3. Complémentaires santé collectives et inégalités entre actifs et inactifs

Les contrats collectifs obligatoires sont encadrés par la loi Évin de 1989. Ils proposent certains avantages tarifaires à leurs détenteurs :

- Les contrats collectifs offrent une mutualisation des risques au sein de l'entreprise ou de la Branche. Ils proposent une tarification de groupe avantageuse pour les salariés âgés, celle-ci étant calculée sur le risque moyen du groupe. Les salariés sont couverts indépendamment de leur état de santé et de leur âge. La clientèle étant captive, la tarification de groupe tient compte des moindres coûts de gestion et de commercialisation par rapport aux contrats individuels.
- Les titulaires de ces contrats bénéficient d'une participation de l'employeur, qui s'élève, en moyenne, à 50 % du montant de la prime. 35 % des salariés profitent d'une complémentaire santé collective cofinancée par l'employeur à hauteur de 50 % (Couffinhal *et al.*, 2004 [8]). Cette contribution permet à l'employeur de jouir d'exonérations sociales et fiscales.
- Les cotisations versées par le salarié sont déduites de son revenu imposable et de l'assiette de ses cotisations sociales.
- Même si les dépenses engagées peuvent être plus élevées que dans le cadre des contrats individuels, du fait de la qualité des contrats collectifs, ces derniers présentent un coût global moyen plus faible et un meilleur rapport qualité-prix que les contrats individuels. En effet, les entreprises présentent un pouvoir de négociation et des économies d'échelle. 94 % des employeurs participent au financement de la couverture.

L'ensemble de ces avantages réduit le coût global moyen du contrat pour les salariés (Jusot, 2014 [28] ; Perronnin *et al.*, 2011 [31]).

À l'âge de la retraite, l'assuré perd les avantages liés aux complémentaires collectives et se trouve contraint de contracter une complémentaire individuelle qu'il finance intégralement. La loi Évin de 1989 contraint les compagnies à offrir aux salariés retraités des contrats comportant des garanties équivalentes à l'ancien contrat collectif. Elle permet aux salariés, titulaires d'un contrat collectif à adhésion obligatoire, de conserver leur contrat à la sortie de l'emploi, avec une majoration de la prime associée à la perte de la tarification de groupe, plafonnée à 50 %. Or ce plafonnement de la hausse s'applique à la somme des contributions du salarié et de l'employeur. En tenant compte de la perte du co-financement patronal, ce plafonnement correspond, en réalité, à une augmentation du montant de la prime supportée par l'assuré de 200 % (Franc *et al.*, 2007 [22]).

Cette augmentation du coût de la couverture peut mettre en difficulté les retraités les plus modestes et les inciter à changer de protection complémentaire. Ce changement d'assurance donne souvent lieu à un rationnement de la protection et donc à une augmentation du reste-à-charge pour le patient.

Au moment de la retraite, 51 % des bénéficiaires d'un contrat d'entreprise obligatoire, 39 % des titulaires d'un contrat d'entreprise facultatif, et 23 % des affiliés à un contrat individuel, changent d'organisme d'assurance complémentaire. La permutation, plus fréquente parmi les affiliés à un contrat collectif, peut s'expliquer par la hausse des cotisations liée à la perte cumulée du bénéfice de la tarification de groupe (généralement avantageuse pour les salariés âgés car elle est calculée sur le risque moyen du groupe) et du co-financement de l'employeur (qui s'élève, en moyenne, à 50 % du montant de la prime), lors de la transition vers l'inactivité (Franc *et al.*, 2007[22]).

Ce changement peut aussi traduire un manque d'attractivité de l'ancien contrat par rapport aux contrats individuels proposés sur le marché, vis-à-vis des garanties. Même si les garanties des contrats collectifs sont élevées, elles peuvent être en décalage avec les besoins en soins des retraités. En règle générale, elles ne sont par exemple pas étendues sur les pôles santé spécifiques aux personnes âgées, tels que l'optique, l'audition, l'hospitalisation ou les soins de ville.

Cette rupture de couverture générée par la transition du marché du travail vers l'inactivité empêche la mutualisation des risques entre actifs et retraités, et apparaît très dommageable pour ces derniers (Franc *et al.*, 2007[22] ; Wittwer, 2014 [35]). Les salariés étant en moyenne plus jeunes et en meilleure santé, la non-mutualisation génère une hausse du coût global des soins (complémentaire + reste à charge) pour les retraités.

Le changement de contrat au moment de la retraite des affiliés à un contrat collectif facultatif est plus faible que dans le cadre des contrats obligatoires. Bien que l'employeur ne soit pas soumis à l'obligation de participer au financement de la prime associée au contrat facultatif et d'appliquer une tarification de groupe, il finance une part de la prime sensiblement équivalente à celle financée dans le cadre du contrat obligatoire, et seuls 4 % des établissements modulent leur tarification en fonction du risque individuel des assurés (Couffignal *et al.*, 2004 [8]). La plus faible permutation des titulaires d'un contrat collectif facultatif au moment de la retraite est donc davantage associée à la liberté de choix offerte par ces contrats. En effet, lors de la souscription, les détenteurs d'un contrat d'entreprise facultatif ont bénéficié de la possibilité d'adhérer au contrat de l'entreprise ou à un contrat individuel offert sur le marché. Ils ont donc réalisé, au moment de la souscription, un choix rationnel vis-à-vis des garanties offertes, comparativement à leurs coûts (Franc *et al.*, 2007 [22]).

Lors du passage à la retraite, 25 % des personnes initialement couvertes par une mutuelle permutent d'organisme, contre 43 % pour les institutions de prévoyance et 55 % pour les sociétés d'assurance. Ainsi, la permutation diffère également selon le type d'organisme gérant le contrat auquel l'assuré est affilié avant son départ à la retraite, la nature du contrat étant liée au type de compagnie le proposant. Ainsi, la mobilité relativement faible des adhérents aux mutuelles peut s'expliquer par le positionnement marqué de ces dernières sur le marché des contrats individuels, qui représente 75 % de leur chiffre d'affaires (Franc *et al.*, 2007 [22]). À l'inverse, les nouveaux retraités anciennement couverts par une société d'assurance changent plus fréquemment de couverture que les affiliés des mutuelles ou institutions de prévoyance. En effet, la probabilité qu'ils contractent une nouvelle protection au moment de la retraite est plus élevée de 26 points par rapport à ceux couverts par une mutuelle. Cela s'explique par une mobilité plus importante au sein des sociétés d'assurance, permise par la concurrence résultant du nombre élevé d'organismes. En outre, le tarif des contrats individuels proposé par les sociétés d'assurance croît davantage avec l'âge que celui proposé par les mutuelles (Jusot, 2014 [28]). Les assurés anticipent donc une tarification liée au risque qui augmente avec l'âge, ce qui apparaît moins profitable que la tarification des mutuelles. En effet, ces dernières offrent une meilleure mutualisation des risques entre assurés (Franc *et al.*, 2007 [22]).

Grâce à des exonérations sociales, les aides publiques favorisent la souscription de contrats collectifs généreux qui offrent, en moyenne, de meilleures couvertures que les contrats individuels. En particulier, ces contrats assurent très bien les dépassements d'honoraires. Ainsi, sur la période 2006-2010, la prise en charge des dépassements d'honoraires a fortement augmenté. Parallèlement, la pratique du dépassement d'honoraire a progressé. Cette progression est entretenue par l'existence de ces contrats collectifs offrant une couverture étendue. Du côté du patient, l'incitation à comparer les prix et à sélectionner les praticiens est réduite. Ces couvertures facilitent donc les hausses de tarifs des dispositifs médicaux, tels que les prothèses dentaires ou auditives et l'optique. Cette inflation des coûts des soins entraînent une croissance constante des prix des complémentaires mais également des reste-à-charge des patients non affiliés à ces contrats collectifs couvrant ces dépassements, tels que les retraités. L'existence d'un système dual de complémentaire santé génère des inégalités entre les individus et entravent l'accès aux soins des personnes les moins bien couvertes (Dormont *et al.*, 2014 [14]).

Afin de limiter les inégalités engendrées par le système de santé et de favoriser l'accès aux soins des ménages les plus démunis, en particulier des plus âgés, plusieurs dispositifs d'aide ont été mis en place.

#### 1.2.4. Dipositifs pour améliorer l'accès aux soins

La Couverture Maladie Universelle de base (CMU), créée le 27 juillet 1999, permet aux personnes ne pouvant relever à aucun autre titre d'une Assurance Maladie Obligatoire (AMO) de bénéficier des prestations du régime général dans les mêmes conditions que les autres assurés. Ce dispositif peut être attribué aux individus résidant en France de manière régulière et stable. Le bénéficiaire règle directement ses dépenses de santé, telles que les consultations médicales, les médicaments et les examens médicaux, avant d'être remboursé, pour la part obligatoire uniquement, par la Sécurité Sociale. Le ticket modérateur, le forfait journalier hospitalier, la participation forfaitaire de 1 euro et les franchises médicales, restent donc à la charge du patient. La CMU de base est gratuite si les ressources de l'assuré sont inférieures à un plafond annuel, fixé à 9 601 euros depuis octobre 2014. Le dépassement du seuil donne lieu au règlement d'une cotisation annuelle de 8 % du montant du revenu fiscal de référence de l'année civile précédente, déduction faite du plafond d'exonération. La CMU de base est gratuite pour les bénéficiaires de la CMU-C et de l'ACS.

L'impact de la Couverture Maladie Universelle de base sur le niveau de renoncement aux soins est significatif et peut être comparé à l'impact d'une couverture complémentaire santé proposant des garanties élevées à ses assurés. En effet, près de 22 % des bénéficiaires de la CMU renoncent aux soins, mais cette proportion atteindrait 40 % si ces individus ne bénéficiaient de cette couverture. Toutefois, le taux de renoncement des détenteurs d'une complémentaire reste plus faible. Il atteint, en moyenne, 15 %. En conséquence, le droit d'accès aux soins ne garantit pas un accès effectif au système de santé aux individus qui en bénéficient (Dourgnon *et al.*, 2012 [15]).

La Couverture Maladie Universelle Complémentaire (CMU-C), également instaurée par la loi du 27 juillet 1999, vise à éviter les renoncements aux soins médicaux pour raisons financières. Elle permet aux personnes les plus pauvres d'acquérir gratuitement une couverture complémentaire, et offre une prise en charge à hauteur de 100 % des tarifs de la Sécurité Sociale. En outre, elle inclut des forfaits de prise en charge de certains dispositifs médicaux, tels que les prothèses dentaires et auditives ou l'optique, bénéficiant notamment aux personnes âgées. Dans un objectif de faciliter l'accès aux soins, les titulaires de la CMU-C bénéficient du tiers-payant. Ils sont donc dispensés d'avance des frais. Ce dispositif peut être octroyé aux ménages résidant en France, de manière régulière et stable, dont les ressources annuelles sont inférieures à 8 645 euros, pour une personne seule en métropole. Ce seuil évolue selon le lieu de résidence (métropole ou département d'Outre-Mer) et la composition du foyer.

Le premier rapport d'évaluation de ce dispositif, en 2001, a soulevé l'insuffisance du plafond de ressources de ce dernier. En effet, il ne permettait pas aux bénéficiaires des minima sociaux, tels que les allocations de base du minimum vieillesse, d'invalidité, et l'AAH (Allocation pour Adulte Handicapé), d'être éligibles à la CMU-C et d'accéder aux soins. Cet effet de seuil a conduit à la création d'une aide à l'acquisition d'une complémentaire santé, qui devait, à l'origine, bénéficier à 2 millions d'individus (Franc et Perronin, 2007 [20]).

### 1.3. LES RÉFORMES EN COURS OU À VENIR

---

#### 1.3.1. Le Plan de Lutte contre la Pauvreté

Le Plan de Lutte contre la Pauvreté, adopté en janvier 2013, prévoit un relèvement des plafonds de ressources ouvrant l'accès à la Couverture Maladie Universelle Complémentaire (CMU-C) et à l'Aide à la Complémentaire Santé (ACS), associé à un renforcement du panier de soins remboursé par le premier dispositif (Ministère de la santé, 2014). En juillet 2013, les plafonds de ressources donnant droit à la CMU-C et à l'ACS ont été réévalués de 8,3 %, (1,3 % au titre de l'inflation et 7 % de revalorisation exceptionnelle), ce qui équivaut, pour une personne seule, en métropole, respectivement à 8 645 euros pour la CMU-C et 11 670 euros par an pour l'ACS, soit 720 et 972 euros par mois. Avec cette revalorisation, le plafond ouvrant droit à l'ACS se rapproche du seuil de pauvreté relatif, fixé à 60 % du revenu national médian, évalué, selon l'Institut National de la Statistique et des

Études Économiques (INSEE), à 987 euros mensuels en 2012. Grâce à cette mesure, en 2015, environ 300 000 ménages supplémentaires devraient bénéficier de la CMU-C et 370 000 de l'ACS.

À l'amélioration de l'accès aux soins des ménages modestes, s'ajoute un renforcement du panier de soins des bénéficiaires de la CMU-C et, plus particulièrement, des personnes âgées. Ainsi, la loi prévoit une meilleure prise en charge des dépenses d'optique, notamment liées à l'amincissement des verres à forte correction, et un doublement de la couverture des frais liés à l'équipement d'un appareil auditif complet, de 643 euros à 1 400 euros. Cette amélioration n'est pas négligeable, ces soins comptant parmi les plus onéreux. En effet, jusqu'à présent, les dépenses d'optique génèrent un reste-à-charge moyen de 165 euros dans approximativement 40 % des cas.

Même si ces mesures devraient accroître le nombre de bénéficiaire de l'ACS et de la CMU-C, le recours à ces dispositifs restera relativement faible et ne permettra pas à l'ensemble des personnes éligibles de contracter une complémentaire santé, en raison de son coût élevé (Jusot, 2014 [28]). Les inégalités vont persister, notamment au détriment des seniors bénéficiant de l'Allocation de Solidarité aux Personnes Âgées (ASPA), son montant étant toujours supérieur au plafond de ressources ouvrant droit à la CMU-C.

Par ailleurs, être bénéficiaire de la CMU-C ou de l'ACS est un critère discriminant dans l'accès aux soins. Le relèvement du plafond donnant droit à la CMU-C risque d'exposer une proportion plus importante de la population au refus de soins de la part des médecins libéraux, des spécialistes, et des dentistes du secteur deux, qui peuvent facturer librement leurs honoraires. La perte financière associée au fait de soigner des individus titulaires de la CMU-C est importante. En effet, les bénéficiaires sont dispensés d'avance des frais, les dépassements d'honoraires ne sont pas autorisés et les tarifs des prothèses dentaires sont plafonnés. Les bénéficiaires de ce dispositif peuvent donc subir des refus de prestations de santé dans des conditions de délai et de qualité semblables à celles dont bénéficie tout autre assuré. En outre, l'avenant n° 8 du 25 octobre 2012 à la Convention nationale organisant les rapports entre les médecins libéraux et l'Assurance Maladie ouvre également l'accès aux soins à tarifs opposables aux patients disposant d'une attestation de droit à l'ACS. Ainsi, les médecins autorisés à pratiquer des honoraires différents ou titulaires d'un droit à dépassement permanent, doivent pratiquer leurs actes à tarifs opposables à tout bénéficiaire de ce dispositif. Cette extension de la protection contre les dépassements d'honoraires aux bénéficiaires de l'ACS expose également ces derniers au risque de refus de soins de la part des praticiens aux honoraires libres. Ces personnes sont d'autant plus vulnérabilisées qu'elles ne bénéficient pas d'une complémentaire santé gratuite, à la différence des ménages titulaires de la CMU-C (Jusot, 2014 [28]).

Il est intéressant de relever que le profil en terme d'utilisation des services de santé des titulaires de la CMU-C est particulier. En effet, ces derniers ont essentiellement recours aux consultations externes et aux médecins généralistes, dans le cadre des soins ambulatoires. Ils accèdent de façon moins fréquente aux praticiens spécialistes et aux dentistes que les autres Français. Ce phénomène peut avoir plusieurs explications :

- Le comportement particulier face aux soins des bénéficiaires de la CMU-C peut résulter des habitudes de consommation qu'ils avaient avant de se voir attribuer le dispositif, du fait de leurs faibles ressources. Les structures publiques de soins ou les praticiens exerçant dans des zones géographiques populaires, représentaient alors une offre de soins plus accessible que les soins de ville (Cases *et al.*, 2008 [6] ; Desprès et Naiditch, 2006 [11]).
- Le recours moins fréquent aux spécialistes peut également s'expliquer par le refus de soins de la part de ces professionnels de santé. Ainsi, selon l'enquête DIES (Desprès et Naiditch, 2006 [11]), le fait d'être bénéficiaire de la CMU-C explique 14 % des refus de rendez-vous. En outre, s'adresser à un médecin spécialiste s'accompagne d'une probabilité de refus de 41 %, et le refus de la part des dentistes, pour une simple demande de soins, atteint 39,1 %, alors même que les bénéficiaires de la CMU-C déclarent plus souvent des problèmes dentaires que les autres patients. Par ailleurs, la part des bénéficiaires de la CMU-C dans la patientèle des spécialistes soignant des pathologies liées à l'âge est relativement faible. Cette part est 1,93 fois moins élevée chez les cardiologues, 1,42 fois plus faible chez les rhumatologues et 1,4 fois moins élevée chez les ophtalmologues, que chez les généralistes. Ainsi, le risque de refus de soins de la part des ophtalmologues atteint 28,1 % (Cases *et al.*, 2008 [6]).



- Enfin, il est possible que les bénéficiaires de la CMU-C ne consultent volontairement pas certains spécialistes, par gêne, peur de la stigmatisation, ou afin d'éviter tout refus de soins, ce dernier étant une réalité (To, 2009 [34]).

Dans les faits, selon le Rapport d'activité du Fonds CMU de 2014, l'évolution des effectifs des bénéficiaires des deux dispositifs est contrastée. La progression des effectifs des bénéficiaires de la CMU-C a été plus rapide que prévue. Ainsi, le nombre de personnes percevant la CMU-C a atteint 5,2 millions fin 2014, soit une augmentation de 6,5 % sur l'année. Entre 2012 et 2013, le nombre de bénéficiaires a augmenté de 350 500 personnes. De même, en 2014, ce nombre s'est accru de 311 000 par rapport à l'année 2013. Par ailleurs, entre juillet 2013 et décembre 2014, le Fonds CMU évalue le nombre d'attributions liées au relèvement du plafond à environ 309 200. En effet, ce relèvement et la conjoncture économique difficile ont soutenu la dynamique des bénéficiaires. En revanche, cette évolution rapide ne traduit pas nécessairement une amélioration de l'accès aux droits. Elle traduit également un renforcement de la pauvreté dans la population, puisque seules les personnes disposant de ressources inférieures au seuil de pauvreté sont éligibles à la CMU-C et à l'ACS.

La progression des effectifs des bénéficiaires de l'ACS est, quant-à-elle, modérée.

Le nombre de bénéficiaires d'une attestation en 2014 s'est élevé à 1,2 millions, soit une augmentation de 3,9 % depuis 2013. Entre juillet 2013 et décembre 2014, le Fonds CMU évalue le nombre d'attributions liées au relèvement du plafond à environ 254 600. L'accroissement moindre de la proportion de personnes recevant une ACS par rapport à la CMU-C peut s'expliquer par l'effet du relèvement du seuil du plafond de la Couverture Maladie Universelle Complémentaire, qui a entraîné un transfert des personnes auparavant éligibles à l'ACS vers la CMU-C.

Malgré une augmentation du nombre de bénéficiaires de la CMU-C et de l'ACS, le non-recours à ces dispositifs persiste. Ainsi, le taux de non-recours à la CMU-C se situe entre 21 % et 33 %, soit une fourchette équivalente à celle de 2012. Le taux de non-recours à l'ACS a même augmenté, se situant entre 62 % et 74 %, contre 57 % et 70 % fin 2012 (Fonds CMU, 2013).

Dans les faits, la mise en place des réformes du Plan de Lutte contre la Pauvreté s'est traduite par une dégradation de l'accès aux soins des bénéficiaires de la CMUC en 2013. Ainsi, le non-recours au médecin et au dentiste des titulaires de la CMU-C a respectivement augmenté de 0,10 points et 0,50 points entre 2012 et 2013, suivant une courbe ascendante depuis l'année 2011. Fin 2013, à l'image des autres années, le renoncement aux soins est plus important pour les bénéficiaires de la CMU-C que pour les non-bénéficiaires. En effet, le non-recours au médecin et au dentiste atteint respectivement 10,00 points et 30,10 points pour les titulaires de la CMU-C, contre 5,70 et 21,30 pour les non-titulaires, alors même qu'à pathologies égales, l'état de santé des bénéficiaires de la CMU-C est plus dégradé que le reste de la population (Fonds CMU, 2014 [7]).

### 1.3.2. La Loi de Financement de la Sécurité Sociale (LFSS)

La Loi de Financement de la Sécurité Sociale (LFSS), datée de décembre 2013, prévoit, à la suite du rapport du Haut Conseil pour l'Avenir de l'Assurance Maladie (HCAAM), une redéfinition des conditions des avantages des contrats responsables, une augmentation du montant de l'ACS pour les plus âgés, et la mise en concurrence des contrats ACS.

Les contrats responsables ne rembourseront plus les dépassements excessifs et devront comporter des garanties minimales. Cette redéfinition vise à limiter la segmentation des contrats, le niveau de couverture des Français étant très inégal et l'obligation de prise en charge par les complémentaires santé étant extrêmement limitée. En effet, elle comprend uniquement le ticket modérateur pour les consultations et les prescriptions du médecin traitant, 30 % du tarif des médicaments remboursés à 65 % et 35 % des actes d'analyse et de laboratoire. Des frais de santé élevés restent donc à la charge des assurés. En outre, les garanties proposées sont souvent complexes pour certaines prestations et la qualité de la couverture apparaît difficilement perceptible pour les individus.

Avec l'application des nouvelles réformes, le contrat responsable devra prendre en charge le ticket modérateur pour toutes les catégories de soins, à l'exception des cures

thermales, de l'homéopathie et des médicaments remboursés à 15 et 30 %. Par ailleurs, il devra couvrir intégralement le forfait journalier hospitalier et garantir un niveau minimal de remboursement pour les frais d'optique, les soins dentaires prothétiques et d'orthopédie dentofaciale. Enfin, le décret en Conseil d'État, publié en novembre 2014, limite la solvabilisation par les organismes complémentaires des dépassements d'honoraires excessifs, en fixant des plafonds de prise en charge pour certaines dépenses de soins. La loi interdit notamment aux organismes de rembourser les dépassements supérieurs à 125 % du tarif opposable en 2015 et 2016, et à 100 % en 2017. Les contrats d'assurance complémentaire qui respecteront ces critères pourront bénéficier d'une fiscalité de 7 %, au lieu de 14 % pour les autres contrats (Ministère de la santé, 2014).

Cette amélioration de la couverture complémentaire devrait renforcer la protection et réduire les sommes restant à la charge des patients, notamment des personnes âgées, qui sont particulièrement concernées par les frais d'optique et les soins dentaires, et qui subissent des séjours prolongés ou répétés à l'hôpital. En outre, cette réforme devrait permettre aux personnes âgées, qui privilégient les contrats proposant une garantie pour les produits optiques sans avoir conscience de la faiblesse de la couverture, d'être mieux informées. Toutefois, le plafond maximum des remboursements dans le cadre des dépenses d'optique, fixé à un niveau très élevé, peut engendrer un effet pervers. En effet, les remboursements des lunettes à verres progressifs pourront atteindre 750 euros et jusqu'à 850 euros pour les verres complexes des affiliés à un contrat responsable. Cette prise en charge importante sera susceptible d'alimenter les tarifs élevés des lunettes et de générer un accroissement des restes-à-charge pour les patients, ainsi qu'une augmentation du prix des complémentaires (Hamon et Rosenweg, 2015 [25]). Par ailleurs, la limitation de la prise en charge des dépassements d'honoraires va réduire le plafond des garanties, sans le bénéfice d'une réduction du montant des cotisations, augmentant les restes-à-charge et favorisant l'apparition des sur-complémentaires (Hamon et Rosenweg, 2015 [25]).

La hausse du montant de l'Aide à la Complémentaire Santé (ACS), depuis janvier 2015, de 500 à 550 euros pour les plus de 60 ans reflète, quant-à-elle, une meilleure prise en compte du coût élevé de la complémentaire santé pour les personnes âgées. Cette augmentation devrait faciliter l'accès aux soins des personnes de plus de 60 ans les plus vulnérables. Néanmoins, le montant du chèque santé reste modeste au regard de l'augmentation du coût des contrats de complémentaire santé aux âges élevés, qui peut atteindre, en moyenne, 40 % (Dormont *et al.*, 2014 [14] ; Franc et Perronnin, 2007 [21]).

Afin de renforcer l'efficacité de ce dispositif, une piste de réforme pourrait être envisagée. Ainsi, outre l'âge des assurés, le montant de l'ACS pourrait tenir compte de l'état de santé des individus, des garanties que cet état de santé requiert et du coût du contrat qui en découle. En effet, un état de santé dégradé nécessite une couverture plus étendue et donc plus onéreuse. Le montant du chèque santé n'incluant pas ces paramètres, le pourcentage du coût du contrat supporté par les assurés les plus malades est d'autant plus élevé. Adapter le montant de l'ACS à ces caractéristiques pourrait permettre de limiter le non-recours à ce dispositif et les inégalités d'accès aux soins.

Enfin, la mise en concurrence des contrats d'Aide à la Complémentaire Santé, dont l'application a été fixée en juillet 2015, vise à améliorer la qualité des contrats ayant ouvert droit à ce dispositif. Les contrats sélectionnés devront offrir, au meilleur prix, des garanties au moins aussi favorables que les garanties requises dans le cadre des contrats responsables.

Cette réforme semble opportune, compte tenu de la faible qualité des contrats dont bénéficient les détenteurs de l'ACS, dont le prix augmente davantage que le chèque santé, et qui laissent des restes-à-charge très importants aux assurés. En outre, l'amélioration de la qualité de la couverture s'accompagne d'une augmentation de tarif conséquente, qui pénalise notamment les personnes ayant une santé dégradée, contraintes de souscrire un contrat proposant de meilleures garanties. La réforme apparaît donc nécessaire, en particulier pour les personnes âgées, qui subissent une hausse très importante du montant des primes et de leur taux d'effort, et dont l'état de santé nécessite une meilleure protection. En supplément de l'amélioration du rapport qualité-prix des contrats souscrits par les bénéficiaires de l'ACS, la mesure devrait permettre de réduire les difficultés rencontrées par ces titulaires dans le choix d'un contrat de complémentaire santé, l'offre étant actuellement extrêmement large et peu lisible pour les individus.

### 1.3.3. Le Projet de Loi de Modernisation du Système de Santé

Le projet de loi de santé, baptisé « Projet de Loi de Modernisation du Système de Santé », présenté au Conseil des ministres en octobre 2014, s'inscrit dans le prolongement de la Stratégie nationale de santé, lancée par le Gouvernement dès l'année 2013. Porté par Marisol Touraine, ministre des Affaires sociales, de la Santé et des Droits des femmes, le projet de loi nourrit l'objectif d'une refonte du système de santé, en réponse aux divers défis relevés par le rapport de la Direction de la Recherche, des Études, de l'Évaluation et des Statistiques (DREES, 2015 [18]), qui porte sur l'état de santé de la population en France. Ce rapport met notamment en lumière trois phénomènes :

- La durée de vie des Français s'accroît. Ainsi, en 2014, les femmes ont une espérance de vie de 85,4 ans, et les hommes de 79,2 ans, soit une augmentation respective de 1,6 années et de 2,5 années, sur une période de 10 ans.
- La population subit une recrudescence des maladies chroniques en raison du vieillissement. Ainsi, entre 2010 et 2012, le diabète a affecté plus de 3 millions de Français. Ces derniers ont une espérance de vie plus longue mais leur santé se dégrade, engendrant une prise en charge plus importante des patients et une hausse des dépenses de santé.
- Les inégalités de santé se poursuivent et les restes-à-charge des patients augmentent sans discontinuer depuis l'année 2002.

Ainsi, la réforme vise notamment à :

- Lutter contre les injustices et les inégalités de santé et d'accès au système de soins.
- Adapter le système de santé aux mutations de la société, telles que le vieillissement de la population et le développement des maladies chroniques.

Afin d'atteindre ces objectifs, le Projet de Loi de Modernisation du Système de Santé préconise la généralisation du tiers-payant à l'horizon 2017.

La généralisation du tiers-payant représente une mesure emblématique du projet de loi de santé. Dans un objectif de justice sociale, elle vise, en levant les obstacles financiers, à améliorer l'accès aux soins des individus les plus défavorisés, environ un tiers des Français renonçant aux soins pour des raisons économiques.

Dans les faits, au cours d'une consultation médicale, les Français seront dispensés de régler la part obligatoire de leurs frais de santé. Ils ne devront plus avancer les frais avant d'être remboursés, le professionnel étant directement réglé par l'Assurance Maladie et les complémentaires santé. Déjà en œuvre dans les pharmacies, le tiers-payant sera instauré progressivement et en priorité pour les individus les plus modestes. Pour les personnes bénéficiant de la Couverture Maladie Universelle Complémentaire, le tiers-payant est déjà appliqué.

Toutefois, selon la Fédération des médecins de France, même si les patients n'auront plus de frais à avancer, la généralisation du tiers-payant va rendre le coût de la santé entièrement opaque, notamment pour les patients eux-mêmes. Cette situation pourrait alors favoriser la privatisation du système de santé. En effet, les complémentaires pourront se substituer de manière plus discrète à la Sécurité Sociale en prenant en charge une part plus importante des remboursements que l'Assurance Maladie, en raison de son déficit chronique, ne sera plus en mesure d'assumer ou ne souhaitera plus assurer. L'augmentation récente, de 13 % à environ 13,7 % en 2013, de la part des remboursements des complémentaires dans les dépenses de santé, suit déjà ce chemin. Or, ce transfert des remboursements aux complémentaires santé risque de renforcer les augmentations de tarifs malgré un niveau de remboursement des complémentaires resté longtemps stable (Hamon et Rosenweg, 2015 [25]).

Par ailleurs, la loi de santé vise à instaurer un Système National des Données de Santé (SNDS), en d'autres termes, l'ouverture des données de santé des Français aux acteurs publics et privés, sous la forme d'une base de données regroupant les informations détenues par les administrations. Cette mesure répond à trois objectifs :

- Elle vise à améliorer le fonctionnement démocratique, la transparence et la concertation.
- Elle répond à un objectif d'amélioration de l'efficacité de l'action publique.

- Elle aspire à favoriser la recherche, l'innovation et le développement économique et social.

La réforme devrait permettre une meilleure analyse des problématiques de santé publique par les professionnels de santé. L'efficacité des traitements médicamenteux pourra être étudiée sur le long terme et à l'échelle de la population. De même, la recrudescence de certaines pathologies pourra être détectée et analysée plus rapidement. Enfin, l'ouverture des données devrait offrir aux patients une meilleure visibilité des tarifs pratiqués par les hôpitaux et les médecins.

En revanche, cette mesure va également ouvrir l'accès des données de santé aux assureurs. Bien que ces données soient anonymisées, la profession médicale craint un risque d'identification. L'*Open Data* permettra aux actuaires des mutuelles et des assureurs privés d'élaborer des profils de risque plus fins et de fixer des tarifs toujours plus proportionnels au risque, ce qui amplifiera les inégalités, au détriment des personnes âgées et des individus présentant une santé dégradée (Hamon et Rosenweg, 2015 [25]).

### 1.3.4. La Loi de Sécurisation de l'Emploi

La Loi de Sécurisation de l'Emploi a prévu, suite à l'Accord National Interprofessionnel (ANI), conclu par les partenaires sociaux le 11 janvier 2013, la généralisation des contrats collectifs à l'ensemble des salariés du secteur privé.

Cette mesure vise à réduire le nombre de personnes non couvertes pour raisons financières, à favoriser l'accès aux soins et à diminuer les inégalités de santé (Jusot, 2014 [28]). En effet, ces couvertures collectives sont moins onéreuses que les contrats individuels, à prestation identique. Les employeurs bénéficient d'un pouvoir de négociation plus important qu'un particulier et les contrats collectifs font l'objet d'exonérations sociales et fiscales. Pour les travailleurs, le coût du contrat est moindre également car il est cofinancé par l'entreprise et a l'avantage d'être indexé sur le salaire et non sur les risques de santé. Les risques sont mutualisés au sein de l'entreprise ou de la Branche et rend donc l'effort financier plus raisonnable pour les ménages ayant de faibles ressources.

Avant la généralisation des contrats collectifs, il existait donc une inégalité entre les salariés couverts par les contrats collectifs et les autres. L'accès à cette couverture divergeait en fonction de la taille de l'entreprise, du secteur d'activité et de la catégorie socio-professionnelle. Ainsi, les contrats collectifs étaient majoritairement proposés dans les grandes structures du secteur de l'industrie, et l'accès à la couverture était plus fréquent pour les catégories socio-professionnelles supérieures, au détriment des non-cadres et des plus précaires (Couffinhal *et al.*, 2004 [8]).

Néanmoins, ce mode de couverture exclut de son champ les inactifs. En conséquence, même si la généralisation de la couverture complémentaire santé collective est susceptible de réduire les disparités parmi les actifs salariés, elle risque de dégrader la situation relative du reste de la population et, en particulier, des personnes âgées. Un dispositif de lissage dans le temps de la prime de l'ancien salarié pour sa complémentaire santé une fois à la retraite, prévu par l'article 4 de la loi Évin, cherche toutefois à atténuer cette rupture.

Par ailleurs, bien que la généralisation des contrats d'entreprise s'accompagne d'une suppression de l'avantage fiscal, la contribution patronale devant être incorporée aux ressources imposables du salarié, l'exonération de cotisations sociales n'est pas supprimée pour l'employeur. La différence de traitement entre contrats individuels et collectifs n'est donc pas annulée. Les salariés en moyenne plus jeunes et en meilleure santé risquent de sortir du périmètre de mutualisation des risques des contrats individuels. En conséquence, la réforme va probablement renforcer les inégalités face aux coûts de la complémentaire santé, les salariés bénéficiant de tarifs négociés et d'un cofinancement de l'employeur, alors que le coût des contrats individuels risque d'augmenter, pénalisant, notamment, les chômeurs et les seniors. Même si la généralisation des contrats collectifs pourra permettre une mutualisation des risques parmi la population active, les personnes âgées subiront un renchérissement du montant de leurs primes. En effet, comme énoncé précédemment, ces dernières n'ont accès qu'aux contrats individuels et sont soumises, du fait de la sélection des risques, à l'impossibilité de souscrire de nouveaux contrats aux âges les plus élevés. Elles devront subir, de façon encore plus systématique qu'aujourd'hui,

d'aujourd'hui, une hausse importante des primes, dépendante de leur niveau de consommation de soins et non amortie par une mutualisation intergénérationnelle des restes-à-charge entre actifs et inactifs (Wittwer, 2014 [35]).

La mesure va donc probablement augmenter les inégalités d'accès à l'assurance complémentaire santé entre générations, et éroder l'accès des personnes âgées les plus modestes à une couverture de qualité, sans pour autant permettre une véritable généralisation de la complémentaire. En effet, selon l'Enquête sur la Santé et la Protection Sociale (2012), la Loi de Sécurisation de l'Emploi ne permettra de réduire que de 5 % à 3,5 % le taux d'individus non couverts par une complémentaire, et générera une concentration des non-couverts parmi les retraités, chômeurs de longue durée et autres inactifs (Jusot, 2014 [28]).

Enfin, il est peu probable que les inégalités de la qualité de la couverture se réduisent au sein de la population active, puisque de nombreux employeurs, notamment dans les Très Petites Entreprises (TPE) et les Petites et Moyennes Entreprises (PME), risquent de proposer des contrats de qualité moindre, offrant des garanties insuffisantes et laissant aux assurés des restes-à-charge importants (Dormont *et al.*, 2014 [14]).

En définitive, la revue de littérature met en lumière les multiples inégalités générées par la mixité du système de santé actuel. L'architecture du système de protection sociale français est créatrice d'iniquités entre les individus et, notamment, entre les actifs et les personnes âgées, en termes de niveau de restes-à-charge, de coût et de qualité de la couverture, ainsi que d'accès à la protection complémentaire santé et aux soins. Les différentes mesures prises dans le cadre du Plan de Lutte contre la Pauvreté et de la Loi de Financement de la Sécurité Sociale, ainsi que la généralisation du tiers-payant intervenant dans le Projet de Loi de Santé, sont susceptibles d'améliorer la lutte contre ces inégalités. Néanmoins, l'ouverture des données publiques de santé, et la Loi de Sécurisation de l'Emploi, avec l'extension de la complémentaire santé collective à l'ensemble des salariés du secteur privé, sont susceptibles de renforcer davantage les inégalités entre générations et l'exposition à la pauvreté des ménages en transition vers l'inactivité. La conduite d'une analyse quantitative, portant sur l'impact du système de santé sur les inégalités de santé entre générations, semble donc justifiée.





## CHAPITRE 2

# ÉTAT DES LIEUX : QUE NOUS APPRENNENT LES DONNÉES EMPIRIQUES DISPONIBLES ?

### 2.1. DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE

---

#### 2.1.1. L'enquête SHARE (*Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*)

Nous mobilisons pour ces travaux l'enquête SHARE (*Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*), sur la santé, le vieillissement et la retraite en Europe. Cette enquête est conduite tous les deux ans depuis 2004 auprès des ménages dont au moins un membre est âgé de 50 ans ou plus. Elle fournit une information riche de par son caractère longitudinal, mais également grâce au nombre de personnes interrogées dans vingt pays européens (près de 80 000) et grâce au très large spectre thématique des questions. Ainsi le caractère multidisciplinaire de l'enquête nous permet d'obtenir des informations détaillées sur la santé des individus et sur leurs caractéristiques socio-démographiques (composition familiale, réseaux sociaux, etc.). L'enquête renseigne également sur les variables économiques (emploi, retraite, revenus, patrimoine, etc.).

Nous travaillons à partir de la partie française de l'enquête et de la vague 5. Les statistiques fournies sont donc récentes : les données ont été collectées entre mars et octobre 2013. L'enquête SHARE est construite en plusieurs bases de données thématiques qui peuvent être fusionnées. Ainsi les données de la vague 5 incluent entre autres une base « santé », une base « logement », une base « patrimoine », etc. Les variables essentielles ont été redressées dans une base appelée « base imputée ». Autrement dit, les valeurs manquantes de variables importantes ont été recrées suivant un processus complexe dit d'imputation (Christelis, 2011). Une partie des données que nous utilisons sont issues de cette base, ce qui nous permet d'utiliser des données sans valeur manquante. Néanmoins, les variables utilisées par la suite incluent également des informations issues d'autres bases.

Une approche descriptive de la question qui nous intéresse requiert d'obtenir des informations détaillées sur les revenus des ménages, mais également sur les dépenses allouées à la santé. La variable de revenu utilisée est le revenu du ménage, rapporté au nombre d'unités de consommation de ce même ménage. Cela nous permet d'utiliser le niveau de vie tel qu'il est défini par l'INSEE (3). En effet, utiliser un nombre d'unités de consommation permet de tenir compte des phénomènes d'échelle dans la consommation de biens et services au sein d'un ménage. On considère alors que tous les membres d'un même ménage ont le même niveau de vie. Le nombre d'unités de consommation est généralement calculé à l'aide de l'échelle d'équivalence de l'OCDE qui pondère par 1 le premier individu adulte d'un ménage, par 0,5 les individus adultes suivants, et 0,3 les enfants de moins de 14 ans. Nous utilisons donc cette échelle d'équivalence.

Les dépenses de santé à la charge du patient sont renseignées précisément dans SHARE : nous les additionnons pour obtenir une variable incluant toutes les dépenses restant à charge. Ces dernières incluent les paiements directement effectués par les patients à la pharmacie, chez le médecin ou à l'hôpital, non remboursés par une complémentaire santé. Les sommes avancées par l'individu mais remboursées ultérieurement par sa complémentaire ne sont pas comprises. Les restes-à-charge incluent les co-paiements, les franchises et les tickets modérateurs, et se décomposent ainsi :

- les restes-à-charge pour les dépenses d'hospitalisation,
- les restes-à-charge pour les dépenses de soins ambulatoires, incluant notamment les visites médicales auprès de l'ensemble des professionnels de santé, soins dentaires compris,

(3) <http://www.insee.fr/fr/methodes/default.asp?page=definitions/niveau-de-vie.htm>

- les restes-à-charge pour les dépenses de médicaments prescrits par un médecin,
- les restes-à-charge pour les dépenses de soins en EHPAD (Établissement d'Hébergement pour Personnes Âgées Dépendantes), en accueil de jour ou les dépenses de soins à domicile.

Si le niveau de vie attribué à chaque individu est le même que celui des autres membres du ménage, et tient compte par conséquent de la mutualisation des ressources, les dépenses de santé restent en revanche individuelles. Nous avons fait le choix de ne pas lisser ces dépenses parmi tous les membres d'un même ménage pour bien conserver et capter le potentiel caractère inégalitaire de la dépense. Enfin, les variables d'âge ainsi que les statuts (retraités, actifs) sont renseignés et nous permettront de fournir des premières statistiques descriptives pour chaque groupe, en fonction soit de l'âge, soit du statut. Les indicateurs d'inégalité et de précarité permettant cette première approche descriptive sont présentés ci-après. Une fois calculé le niveau de vie avant et après dépenses de santé, les statuts répertoriés, notre échantillon comprend 4 017 individus, parmi lesquels 70,7 % sont retraités.

### **2.1.2. Les indicateurs d'inégalité : démarche méthodologique pour capter le caractère inégalitaire des dépenses de santé**

De nombreux indicateurs ont été développés dans la littérature économique pour capter les phénomènes d'inégalité et de précarité. Dans les pays développés, il est d'usage de mesurer la pauvreté en termes relatifs : le seuil de pauvreté est calculé relativement au niveau de vie médian de la population. Autrement dit, analyser la précarité dans plusieurs de ses dimensions permet de proposer un éclairage différent sur les inégalités, qui par définition, sont un phénomène relatif à une population donnée.

Nous souhaitons proposer des premières pistes de réflexion sur l'impact potentiel des dépenses de santé sur les inégalités entre actifs et retraités, et sur l'exposition à la précarité et les inégalités au sein des actifs et des retraités. Nous allons donc comparer des niveaux d'inégalités intra et intergroupes, et de pauvreté avant et après dépenses de santé restant à charge. Cette démarche statistique permettra d'esquisser un premier effet de ce types de dépenses, sachant qu'actifs et retraités n'ont pas les mêmes niveaux de protection en matière de complémentaire santé. Cette approche devra par la suite être complétée par des études économétriques qui nous permettront de contrôler plus rigoureusement l'effet de l'âge sur les dépenses de santé et de le distinguer nettement de l'effet « retraite ».

#### **Les indicateurs d'inégalité**

Les indicateurs d'inégalités les plus connus sont l'indice de Gini (Gini, 1921 [23] ; Yitzakhi, 1983 [36] ; Donaldson et Weymark, 1980 [12]), les rapports interquantiles, les indicateurs d'entropie (Theil, 1967 [33]) et l'indice d'Atkinson, 1970 [2].

Si les rapports interquantiles fournissent une information frustrante sur les inégalités, ils n'en apportent pas moins un éclairage relativement simple sur les écarts de niveaux de vie entre des catégories de ménages aux niveaux de vie différents. Nous calculons donc les rapports de niveaux de vie entre :

- les 10 % d'individus aux niveaux de vie les plus élevés, et les 10 % d'individus aux niveaux de vie les plus bas : p. 90/p. 10,
- les 10 % d'individus aux niveaux de vie les plus élevés, et le niveau de vie médian : p. 90/p. 50,
- l'individu au niveau de vie médian et les 10 % d'individus aux niveaux de vie les plus bas : p. 50/p. 10,
- Et les 25 % d'individus aux niveaux de vie les plus élevés, et les 25 % d'individus aux niveaux de vie les plus bas : p. 75/p. 25.

La littérature économique sur les inégalités propose également d'introduire un paramètre d'aversion à l'inégalité (Theil [1967] ; Shorrocks [1980] ; Atkinson [1970]), ce qui permet d'introduire une vision normative des inégalités. Ce type d'outil statistique permet de faire des hypothèses sur la sensibilité de la population à l'inégalité et d'en dresser un



tableau plus complet. Ainsi des valeurs différentes du paramètre représentent un sensibilité plus ou moins forte des individus aux inégalités.

L'indice de Gini (formules 2.1 et 2.2) est probablement un des indicateurs d'inégalités les plus connus. Il est également appelé Gini standard et correspond à un indice généralisé (Yitzakhi, 1983 [36] ; Donaldson et Weymark, 1980 [12]) pour un paramètre d'aversion égal à 2, autrement dit en ayant fait une hypothèse sur la sensibilité de la population à l'inégalité.

#### Encadré 2.1 : Les formules de l'indice de Gini (1921)

La formulation la plus connue de l'indice de Gini est la suivante (2.1) :

$$G = 1 - \sum_q (X_{q+1} - X_q)(Y_{q+1} + Y_q) \quad (2.1)$$

Avec  $q$  représente les quantiles de la population classée par niveau de revenu,  $X$  la population cumulée et  $Y$  le revenu cumulé.

L'équation 2.2 exprime l'indice comme une somme de revenus absolus pris deux à deux, rapportée à un produit faisant intervenir la taille de population et le revenu moyen :

$$G = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{r=n}^N (x_i - x_r)}{2N^2 \bar{x}} \quad (2.2)$$

Où  $x$  représente le revenu, et  $\bar{x}$  sa moyenne.  $N$  est le nombre d'individus.

Le paramètre d'aversion des formules d'entropie généralisée (Theil [1967] ; Shorrocks [1980]) matérialise la sensibilité de la population à l'inégalité. Les valeurs du paramètre d'aversion les plus couramment utilisées par les analystes sont 0, 1 et 2. Un paramètre d'aversion égal à 0 indique que le poids octroyé aux écarts de revenus dans la région inférieure de la distribution est proportionnellement plus important. Autrement dit, l'inégalité parmi les plus démunis est surpondérée dans la mesure de l'inégalité. Un paramètre d'aversion égal à l'unité suppose qu'un poids équivalent est attribué aux écarts de revenus sur l'ensemble de la distribution. Enfin, un paramètre d'aversion égal à 2 signifie qu'un poids plus conséquent est donné aux distances entre les revenus dans le sommet de la distribution (Litchfield, 1999 [30]). Dans ce dernier cas, l'inégalité parmi les individus aux niveaux de vie les plus élevés est surpondérée. Théoriquement, les valeurs prises par les indicateurs d'entropie oscillent entre zéro et l'infini. Un indicateur égal à zéro traduit une distribution des revenus parfaitement égalitaire. En revanche, des valeurs élevées de l'indicateur reflètent des niveaux importants d'inégalités.

### Encadré 2.2 : Les formules de l'entropie

L'indice d'entropie est donné pour sa forme générale par :

$$GE_{\alpha} = \frac{1}{\alpha(\alpha-1)} \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{Y_i}{\bar{y}} \right)^{\alpha} - 1 \right] \quad (2.3)$$

$\alpha \neq 0, 1$

Où  $\alpha$  représente le paramètre d'aversion, autrement dit le poids donné aux distances entre les revenus en différents points de la distribution (Sautory, 1996).  $n$  représente la taille de la population,  $y_i$  le revenu de l'individu  $i$ , et  $\bar{y}$  le revenu moyen.

Si on précise la forme de l'indicateur en fonction des valeurs du paramètre, on peut réécrire (2.3) pour  $\alpha = 2$  :

$$GE_{\alpha} = \frac{1}{\bar{y}} \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad (2.4)$$

Pour  $\alpha$  proche de l'unité, la formule se réécrit :

$$GE_{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{Y_i}{\bar{y}} \log \frac{Y_i}{\bar{y}} \right) \quad (2.5)$$

Pour  $\alpha$  proche de 0, on a :

$$GE_{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \log \frac{Y_i}{\bar{y}} \right) \quad (2.6)$$

L'indicateur d'entropie a l'avantage de pouvoir être décomposé additivement, de manière à faire apparaître la part des inégalités intragroupes et celle des inégalités intergroupes. Ainsi, une fois obtenu le niveau d'inégalité totale, il est possible d'établir la part des inégalités due aux inégalités au sein des actifs, au sein des retraités, mais également entre actifs et retraités.

### Encadré 2.3 : La décomposition de l'entropie

On peut réécrire  $GE_{\alpha}$  :

$$GE_{\alpha} = GE_W + GE_B \quad (2.7)$$

où  $GE_W$  capte les inégalités au sein des groupes (indicateur « within »), et  $GE_B$  les inégalités entre les deux groupes (indicateur « between »). L'indicateur « within » est calculé de la façon suivante :

$$GE_W = \sum_{k=1}^K V_k^{(1-\alpha)} S_k^{\alpha} GE_k \quad (2.8)$$

L'inégalité intragroupes,  $GE_W$ , est une moyenne pondérée des inégalités au sein des groupes  $k$  ( $k =$  actifs, retraités).  $V_k$  est la part représentée par le groupe dans la population (nombre d'individus du groupe  $k$ , divisé par le nombre total de personnes dans la population), et  $S_k$  est la proportion du revenu total détenu par les membres du groupe  $k$ . L'inégalité du groupe  $k$  est mesurée par  $GE_k$ .

L'inégalité intergroupes,  $GE_B$ , reflète les disparités entre les revenus moyens des  $k$  groupes. Elle est construite en supposant que chaque individu d'un groupe  $k$  donné, reçoit le revenu moyen du groupe  $k$ . En d'autres termes, chaque membre reçoit l'équivalent d'un revenu également réparti au sein de sa sous-population ( $Y_{ede,k}$ ).  $GE_B$ , l'indicateur « between » est donné par la formule (Litchfield, 1999 [30]) :

$$GE_B = \frac{1}{\alpha(1-\alpha)} \sum_{k=1}^K V_k \frac{Y_{ede,k}^{\alpha}}{\bar{y}} - 1 \quad (2.9)$$

La formule de l'équivalent d'un revenu également réparti se définit comme suit (Jenkins, 1999 [27]) :

$$Y_{ede} = \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i^{1-\epsilon} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}} \quad (2.10)$$

Avec  $\epsilon > 0$  et  $\epsilon \neq 1$ .

L'indice d'Atkinson propose également, comme le font les indicateurs d'entropie, d'accorder plus ou moins d'importance aux inégalités selon que l'on se trouve dans le haut ou dans le bas de la distribution des revenus. Plus ce paramètre de sensibilité à l'inégalité est élevé, plus la société est sensible à l'inégalité (Litchfield, 1999 [30]). L'indicateur d'Atkinson représente la perte de revenu que seraient prêts à accepter les individus pour que la distribution du revenu soit égalitaire : un indicateur de % indique que la population accepterait de céder % de ses ressources en échange d'une distribution égalitaire.

#### Encadré 2.4 : L'indice d'Atkinson

L'indicateur d'Atkinson ( $A_t$ ) se formule comme suit :

$$A_t = 1 \left[ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left( \frac{Y_i}{\bar{y}} \right)^{1-\tau} \right]^{\frac{1}{1-\tau}} \quad (2.11)$$

$n$  représente la taille de la population,  $y_i$  le revenu de l'individu et  $\bar{y}$  le revenu moyen.  $\tau$  est le paramètre d'aversion aux inégalités. Il est compris entre zéro et l'infini. Les valeurs 0, 5, 1 et 2 sont couramment utilisées, elles indiquent une sensibilité croissante à l'inégalité. Plus la valeur de ce paramètre est grande, plus l'indice est sensible aux inégalités dans le bas de la distribution et la société concernée par ces dernières (Litchfield, 1999 [30]). Les valeurs prises par l'indice d'Atkinson varient entre zéro et l'infini. Un indicateur équivalent à zéro traduit une distribution des revenus parfaitement égalitaire. Pour  $\alpha = 1 - \tau$ , avec  $\alpha < 1$ , les indicateurs d'entropie généralisée sont équivalents aux mesures d'Atkinson (Cowell, 1995 [9]).

L'indice d'Atkinson peut également se décomposer ainsi (Auersperg *et al.*, 1981 [4]) :

$$A_\epsilon = A_W + A_B - (A_W) \cdot (A_B) \quad (2.12)$$

$A_W$  mesure les inégalités intragroupes et  $A_B$  les inégalités intergroupes.

$A_W$  est donné par la formule :

$$A_W = 1 - \sum_{k=1}^K V_k \left( \frac{Y_{ede,k}}{\bar{y}} \right) \quad (2.13)$$

Et  $A_B$  :

$$A_B = 1 - \left[ \frac{Y_{ede}}{\sum_{k=1}^K V_k \left( \frac{Y_{ede,k}}{\bar{y}} \right)} \right] \quad (2.14)$$

$Y_{ede}$  est l'équivalent d'un revenu également réparti au sein de l'ensemble de la population,  $Y_{(ede,k)}$  est l'équivalent d'un revenu également réparti au sein du groupe  $k$ ,  $V_k$  représente la part du groupe dans la population, et  $\bar{y}$  le revenu moyen.

#### Les indicateurs de précarité

L'indicateur de Foster, Greer et Thorbecke (FGT) (1984, [19]) est utilisé pour mesurer la pauvreté et la caractériser. Dans les pays développés, la pauvreté est mesurée relativement au niveau de vie médian de la population : le seuil de pauvreté est fixé à 60 % de ce niveau de vie médian. Le caractère relatif des différentes mesures que l'on propose à l'aide de l'indicateur FGT (proportion, profondeur et sévérité de la pauvreté) nous permet de donner un éclairage différent sur les inégalités. En effet, dès lors que la pauvreté n'est pas mesurée par rapport à un seuil absolu de pauvreté, mais relativement à la population dans son ensemble, elle peut être assimilée à une mesure de la disparité des niveaux de vie.

Si l'indicateur de précarité est exprimé relativement à une population de référence, pour être représentatif des statistiques officielles de pauvreté il convient d'avoir un seuil de pauvreté calculé sur toute la population. Dans notre cas, il est important de noter le carac-

tère partiel de l'échantillon de travail : l'enquête SHARE a pour avantage d'être riche sur la thématique du vieillissement et de la santé, mais en contrepartie, elle n'est menée qu'auprès des ménages dont un membre a 50 ans au moins comme nous l'avons spécifié. L'enquête n'est pas représentative de la population française mais d'une frange de la population française. La conséquence directe de cela est que les indicateurs que nous calculons ici ne sont pas comparables avec les statistiques officielles de pauvreté fournies par l'INSEE : le seuil de pauvreté de nos indicateurs est calculé relativement à une population de ménages dont un membre a 50 ans au moins, et non pas relativement à la population française. Néanmoins, la démarche que nous adoptons en calculant différents indicateurs de précarité et d'inégalités avant et après restes-à-charge en matière de santé reste très informative, même avec un indicateur de pauvreté relative. En effet, elle permet de vérifier si *a priori* les dépenses de santé contribuent à stigmatiser et fragiliser un peu plus une certaine frange de la population, qu'elle soit active ou retraitée.

L'indicateur FGT inclut également un paramètre d'aversion à la pauvreté. Selon la valeur de ce paramètre, différentes indications sur la pauvreté sont données : s'il est égal à 0, l'indicateur FGT donne le taux de pauvreté, s'il est égal à 1, on obtient la profondeur de la pauvreté, et s'il vaut 2, la sévérité de la pauvreté. La profondeur de la pauvreté, aussi appelée écart de pauvreté fournit l'indice volumétrique de la pauvreté, en pourcentage du seuil de pauvreté. Cet indice volumétrique mesure le transfert de richesse qui permettrait aux individus pauvres d'atteindre le seuil de pauvreté. L'indicateur de sévérité de la pauvreté est l'écart de pauvreté au carré. Il mesure la distance de revenu séparant les personnes sous le seuil de pauvreté à ce seuil, en surpondérant les écarts les plus importants. Il permet donc de focaliser la réflexion sur les plus pauvres parmi les personnes au niveau de vie inférieur au seuil de pauvreté.

#### Encadré 2.5 : L'indicateur Forster, Greer, Thorbecke (1984)

L'indicateur FGT est formulé par :

$$FGT_{\alpha} = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{(z - Y_i)^{\alpha}}{z}}{n} \quad (2.15)$$

où  $\alpha$  est le paramètre d'aversion à la pauvreté,  $n$  le nombre d'individus,  $z$  le seuil de pauvreté relatif, et  $Y_i$  le revenu de l'individu  $i$ .

L'indice FGT peut également être décomposé par sous échantillons de population, ici les actifs et les retraités. On obtient alors pour ces  $k$  sous échantillons ( $k =$  actifs, retraités) et pour chaque niveau d'aversion à l'inégalité :

$$FGT_{\alpha} = \sum_{\kappa=1}^K V_{\kappa} FGT_{\alpha, \kappa} \quad (2.16)$$

où  $V_{\kappa}$  est la part du sous échantillon  $\kappa$  dans la population et  $FGT_{\alpha, \kappa}$  calculé comme si chacun des sous échantillons était une population distincte, représente la pauvreté du groupe  $\kappa$ .

Il est également possible de calculer la contribution de chaque sous-échantillon  $\kappa$  à la pauvreté ( $S_{\kappa}$ ) :

$$S_{\kappa} = V_{\kappa} \frac{FGT_{\alpha, \kappa}}{FGT_{\alpha}} \quad (2.17)$$

Autrement dit, cette décomposition permet de mettre en évidence la proportion de la pauvreté due aux retraités et aux actifs respectivement, en tenant compte certes de leur risque propre, de leur niveau de vie et de leurs dépenses, mais également en tenant compte de la taille respective des sous échantillons.

Le risque propre à chaque sous-échantillon  $k$  peut être exprimée par :

$$R_{\kappa} = \frac{FGT_{\alpha, \kappa}}{FGT_{\alpha}} = \frac{S_{\kappa}}{V_{\kappa}} \quad (2.18)$$

Ce risque se lit par comparaison à la valeur unitaire : s'il est supérieur à 1, alors le risque propre à l'échantillon  $k$  est supérieur au risque de pauvreté encouru par la population dans son ensemble, s'il est inférieur, alors le risque est moindre que le risque moyen dans la population.

Ces indicateurs nous permettent d'observer précisément les niveaux d'inégalités et de vulnérabilités parmi les actifs et les retraités. Les statistiques détaillées sont présentées ci-après.

## 2.2. STATISTIQUES

Dans un premier temps, nous présenterons les données de revenu et de dépense de santé de notre échantillon portant sur les plus de 50 ans. À l'issue de cette présentation, nous chercherons à comprendre à l'aide de statistiques descriptives si les dépenses de santé peuvent accroître les inégalités de niveau de vie au sein de cette population. Nous nous attacherons ensuite à étudier séparément les populations actives et retraitées afin de comprendre si les effets de ces dépenses peuvent être différents en fonction du statut, en termes d'exposition à la pauvreté, d'inégalités intra et intergroupes.

### 2.2.1. Les niveaux de vie et les dépenses de santé

Le niveau de vie moyen de notre échantillon s'élève à 24 368 euros annuels (cf. tableau 2.1). Les chiffres de l'INSEE rapportent un niveau de vie moyen de 23 550 euros en 2012 en France métropolitaine. L'écart s'explique par la spécificité de notre échantillon qui est représentatif des ménages dont un membre a 50 ans au moins, et dont le niveau de vie est donc légèrement supérieur. Le niveau de vie moyen des actifs apparaît légèrement plus élevé que celui des retraités (26 718 contre 23 393).

**Tableau 2.1. – Revenu annuel par unité de consommation en euros (année 2012)**

	Population totale	Actifs	Retraités
Moyenne	24 368	26 718	23 393
Médiane	20 213	23 535	19 200
Coefficient de Variation	0,695	0,678	0,698

Champs : Individus appartenant à un ménage dont un membre au moins est âgé de 50 ans ou plus.

Source : Enquête SHARE, vague 5.

La dépense annuelle de santé restant à charge des patients représente en moyenne 354 euros (cf. tableau 2.2) parmi les individus appartenant à un ménage dont un membre a 50 ans ou plus. Cette moyenne masque une forte disparité selon que la personne est retraitée ou non : les actifs s'acquittent d'un reste à charge de 197 euros annuels en moyenne contre 420 euros pour les retraités. L'écart important entre la médiane des dépenses de santé et les valeurs moyennes ainsi que les forts coefficients de variation (écart-types divisé par la moyenne) suggèrent d'ores et déjà l'existence de fortes inégalités de dépenses.

**Tableau 2.2 – Restes-à-charge de santé en euros (année 2012)**

	Population totale	Actifs	Retraités
Moyenne	354	197	420
Médiane	67	57	90
Coefficient de Variation	2,39	2,43	2,27

Champs : Individus appartenant à un ménage dont un membre au moins est âgé de 50 ans ou plus.

Source : Enquête SHARE, vague 5.

Le tableau 2.3 montre enfin que les dépenses de santé pèsent plus lourd dans le niveau de vie des retraités puisqu'elles représentent 2,51 % du niveau de vie, contre 1,10 % pour les actifs. Les ratios de médiane sur niveau de vie suggèrent également que le poids des dépenses de santé est plus important parmi les retraités, en tout point de la distribution des niveaux de vie. En effet la médiane des dépenses représente 0,45 % du niveau de vie médian des retraités, contre 0,21 % parmi les actifs.

**Tableau 2.3. – Rapport restes-à-charge/revenu par UC**

	Population totale	Actifs	Retraités
Moyenne	2,11 %	1,10 %	2,51 %
Médiane	0,33 %	0,21 %	0,45 %
Coefficient de Variation	2,92	3,54	2,71

Champs : Individus appartenant à un ménage dont un membre au moins est âgé de 50 ans ou plus.

Source : Enquête SHARE, vague 5.

Ces premières observations soulèvent trois questions auxquelles nous tenterons de répondre dans les trois prochaines parties :

- À en juger par les coefficients de variation, les dépenses de santé varient de façon très importante au sein de la population des plus de 50 ans. Ces dépenses touchent-elles de façon symétrique les séniors aisés et les séniors moins favorisés ? En d'autres termes, ces dépenses augmentent-elles les inégalités au sein de la population de plus de 50 ans ?
- Les niveaux et les variations des dépenses de santé sont différents selon le statut des séniors : actifs ou retraités. Ces dépenses augmentent-elles les inégalités de façon différente selon le statut des séniors ?
- Le revenu des actifs est en moyenne légèrement plus élevé que celui des retraités. Cet écart peut-il se creuser lorsque les dépenses de santé sont prises en compte ? Et si oui, dans quelles proportions ?

### 2.2.2. Inégalités au sein de la population âgée de plus de 50 ans

Les 10 % d'individus aux niveaux de vie les plus élevés ont un niveau de vie 5 fois supérieur à celui des 10 % aux niveaux de vie les plus bas (cf. tableau 2.4). Les inégalités sont légèrement plus marquées dans le bas de la distribution puisque le rapport interquantile p 50/p 10 est légèrement plus élevé que le rapport p 90/p 50. En effet les 10 % les plus aisés ont un niveau de vie 2,17 fois plus élevé que l'individu au niveau de vie médian. Ce dernier a lui-même un niveau de vie équivalent à 2,3 fois les 10 % d'individus aux niveaux de vie les plus bas.

Les dépenses de santé apparaissent être un vecteur d'inégalités : après dépenses de santé, les indicateurs d'inégalités s'accroissent mettant en évidence que ces dépenses ont un impact différencié au sein de la population et tendent à renforcer les écart de niveau de vie, dans le bas et dans le haut de la distribution des niveaux de vie. Ainsi, l'indice de Gini croît de 1,24 % lorsque l'on mesure les inégalités à partir du revenu résiduel après dépenses de santé. La progression de l'inégalité concerne plus particulièrement la partie inférieure de la distribution. En effet, l'indicateur d'Atkinson avec paramètre d'aversion à l'inégalité élevé ( $A_2$ ) progresse plus vite que l'indicateur avec un paramètre d'aversion égal à 0,5 lorsque l'on ôte les dépenses de santé du revenu par unité de consommation.  $A_2$  passe de 0,50 à 0,58, soit une progression de 16,07 %, contre 3,13 % pour  $A_{0,5}$ . Ce constat se vérifie également avec les indicateurs d'entropie et les rapports interdéciles.

**Tableau 2.4. – Indicateurs d'inégalités parmi les ménages dont un membre a 50 ans**

	Avant dépenses de santé	Après dépenses de santé
p 90/p 10	4,997	5,105
p 90/p 50	2,166	2,17
p 50/p 10	2,304	2,353
p 75/p 25	2,321	2,351
Gini	0,347	0,35131
GE(0)	0,23173	0,24268
GE(1)	0,20515	0,21068
GE(2)	0,24131	0,24763
A(0,5)	0,10148	0,10466
A(1)	0,20684	0,21548
A(2)	0,49803	0,57808

Champs : Individus appartenant à un ménage dont un membre au moins est âgé de 50 ans ou plus.

Source : Enquête SHARE, vague 5.

### 2.2.3. Les inégalités par statut

Nous rapportons désormais les résultats par statuts, et calculons les indicateurs d'inégalités parmi les retraités. Là encore, les différentes mesures des inégalités sont proposées avant et après dépenses de santé, nous permettant ainsi de distinguer un premier effet des dépenses de santé sur la dispersion des niveaux de vie. Calculer les indicateurs par sous échantillon  $k$  d'individus ( $k =$  actifs, retraités) retraités et actifs nous permet également de comparer le caractère inégalitaire des deux groupes.

L'indice de Gini ne met pas en évidence de niveaux d'inégalités radicalement différents parmi les actifs et parmi les retraités que ce soit avant ou après dépenses de santé. Ainsi, il atteint 0,35 parmi les actifs et les retraités après dépenses de santé (cf. Tableaux 2.6 et 2.7). Mais une analyse plus fine des distributions de niveaux de vie au sein des deux groupes suggère que les inégalités sont plus marquées parmi les quantiles supérieurs de retraités que parmi les quantiles supérieurs d'actifs, avant et après dépenses de santé : l'indicateur d'entropie avec paramètre d'aversion ciblant le haut de la distribution,  $GE_2$ , atteint 0,229 avant dépenses de santé parmi les actifs, contre 0,231 parmi les retraités. Le rapport interquantile p 90/p 50 confirme que les 10 % d'actifs au niveaux de vie les plus élevés ont un niveau de vie égal à environ 2,04 fois le niveau de vie médian des actifs. Ce rapport est de 2,16 parmi les retraités. Cette spécificité du haut de la distribution s'explique très probablement par la perception de revenus du patrimoine important parmi les retraités les plus aisés (COR, 2015 [13]). Or on sait que les revenus du patrimoine sont en moyenne beaucoup plus dispersés que les revenus du travail.

**Tableau 2.5. – Indicateurs d'inégalités parmi les retraités**

	Avant dépenses de santé	Après dépenses de santé
p 90/p 10	4,643	4,837
p 90/p 50	2,161	2,181
p 50/p 10	2,151	2,217
p 75/p 25	2,2	2,23
Gini	0,342	0,347
GE(0)	0,213	0,225
GE(1)	0,200	0,207
GE(2)	0,243	0,251
A(0,5)	0,097	0,101
A(1)	0,192	0,202
A(2)	0,407	0,524

Champs : Individus appartenant à un ménage dont un membre au moins est âgé de 50 ans ou plus.

Source : Enquête SHARE, vague 5.

En revanche, les retraités forment un groupe moins inégalitaire dans le milieu et le bas de la distribution, ce qui s'explique notamment par le caractère redistributif du système de retraite qui sert des taux de remplacement plus importants aux individus aux revenus d'activité relativement bas.

Les dépenses de santé ont souvent tendance à augmenter les inégalités, et de manière plus conséquente parmi les retraités du bas de la distribution. À l'inverse, on peut noter que les dépenses de santé réduisent les inégalités monétaires dans le haut de la distribution des actifs.

**Tableau 2.6 – Indicateurs d'inégalités parmi les actifs**

	Avant dépenses de santé	Après dépenses de santé
p 90/p 10	5,775	5,755
p 90/p 50	2,045	2,058
p 50/p 10	2,825	2,793
p 75/p 25	2,349	2,369
Gini	0,349	0,351
GE(0)	0,271	0,277
GE(1)	0,209	0,211
GE(2)	0,229	0,232
A(0,5)	0,109	0,110
A(1)	0,237	0,242
A(2)	0,643	0,676

Champs : Individus actifs appartenant à un ménage dont un membre au moins est âgé de 50 ans ou plus.

Source : Enquête SHARE, vague 5.



#### 2.2.4. Effet des dépenses de santé sur les inégalités entre actifs et retraités

Le tableau 2.4 montre que les dépenses de santé accroissent les inégalités au sein de la population des plus de 50 ans en tout point de la distribution des revenus. Par ailleurs, les tableaux 2.1 et 2.2 montrent que les retraités ont un revenu légèrement moindre que les actifs, mais des restes-à-charge sensiblement plus élevés. La part du reste-à-charge dans le revenu est donc supérieure au sein de la population retraitée (tableau 2.3), ce qui suggère que les dépenses de santé tendent à accroître les écarts de revenu entre actifs et retraités. En outre, nous avons vu dans la section précédente que les dépenses de santé tendaient également à accroître les inégalités au sein des deux populations.

Dans cette section, nous cherchons à savoir dans quelle mesure les dépenses de santé augmentent les inégalités entre actifs et retraités. Nous évaluons donc la part de l'accroissement des inégalités observées sur l'ensemble de la population de plus de 50 ans attribuable à la hausse des écarts de revenu entre actifs et retraités. Pour cela, nous décomposons les indicateurs d'entropie de façon à faire apparaître les inégalités au sein des actifs et des retraités et celles entre ces deux statuts. Le tableau 2.7 présente le résultat de cette décomposition avant et après dépense de santé pour chaque indicateur d'entropie.

Les inégalités issues de la composante intergroupe semblent de faible ampleur pour tous ces indicateurs d'entropie. Cette faiblesse apparente provient du fait que la population de chaque groupe est très supérieure au nombre de classes, ici au nombre de 2. Il est donc difficile d'interpréter les deux composantes, inter et intragroupe, en niveau, par contre les comparaisons de ces deux composantes avant et après dépense de santé sont possibles.

Les dépenses de santé contribuent à l'augmentation des inégalités issues de la composante intergroupe : la composante intergroupe (entre actifs et retraités) augmente de 17 % suite à la prise en compte des dépenses de santé (de 0,00186 à 0,00218). Ces dernières viennent donc augmenter les inégalités entre les actifs et les retraités (au détriment des retraités). En calculant la part de ces inégalités intergroupe dans l'indice d'entropie total, on note en outre que les dépenses de santé augmentent davantage les inégalités intergroupes que les inégalités intragroupes.

Cette étude descriptive suggère donc que les dépenses de santé viennent augmenter les inégalités au sein des plus de 50 ans et en particulier entre les actifs et les retraités. Toutefois, cet effet de statut peut aussi masquer un effet de l'âge.

En effet, l'âge moyen des retraités est supérieur à celui des actifs. En effectuant des comparaisons actifs/retraités, une partie des différences trouvées entre les deux populations est expliquée par la différence de statut et une autre partie par cette différence d'âge. Il est difficile à l'aide uniquement de statistiques descriptives d'isoler l'effet du statut de l'effet de l'âge. Toutefois, nous pouvons mettre en avant l'effet de l'âge en segmentant la population non plus en termes de statut mais en termes d'âge. Cette segmentation prend bien sûr également en compte l'effet du statut. Mais, puisqu'il existe des retraités plus jeunes que certains actifs, même si ce n'est pas la majorité, l'effet du statut est moindre que lors de la segmentation actifs/retraités.

De ce fait, nous adoptons une autre approche qui consiste à décomposer l'indice d'entropie selon deux classe d'âge. Cela nous permettra de voir si nos statistiques ne masquent pas seulement un effet d'âge. L'âge moyen de départ à la retraite sur notre échantillon est de 61,6 ans. Nous considérons donc deux groupes : ceux qui ont 61 ans ou moins et ceux qui ont plus de 61 ans. La décomposition de l'entropie est donnée dans ce cas par le tableau 2.8. Nous observons que les inégalités issues de la composante intergroupe est légèrement moins importante que dans le cas de la segmentation par statut. Cela suggère que l'effet statut existe bien et ne masque pas uniquement un effet d'âge. Toutefois, il est difficile de savoir si les écarts observés, se situant entre 2,5 % et 3,5 %, sont significatifs sur notre échantillon.

**Tableau 2.7 – Décomposition de l'entropie entre actifs et retraités**

	Avant dépenses			Après dépenses		
	$GE_0$	$GE_1$	$GE_2$	$GE_0$	$GE_1$	$GE_2$
Inégalité Totale ( $GE_a$ )	0,23173	0,20515	0,24131	0,24268	0,21068	0,24763
Inégalité Intra ( $GE_w$ )	0,22987	0,20325	0,23938	0,24050	0,20846	0,24537
Inégalité Inter ( $GE_b$ )	0,00186	0,00190	0,00193	0,00218	0,00222	0,00226
Part du $GE_b$ ( $(GE_b/GE_a)$ )	0,80 %	0,93 %	0,8 %	0,9 %	1 %	0,9 %

Champs : Individus appartenant à un ménage dont un membre au moins est âgé de 50 ans ou plus.

Source : Enquête SHARE, vague 5.

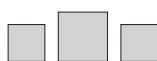
La prochaine partie de ce rapport nous permettra de contrôler totalement l'effet de l'âge, de manière à distinguer clairement l'impact du départ en retraite des effets de l'âge sur les dépenses de santé et donc le niveau de vie.

**Tableau 2.8 – Décomposition de l'entropie entre les plus et moins de 61 ans**

	Avant dépenses			Après dépenses		
	$GE_0$	$GE_1$	$GE_2$	$GE_0$	$GE_1$	$GE_2$
Inégalité Totale ( $GE_a$ )	0,23173	0,20515	0,24131	0,24268	0,21068	0,24763
Inégalité Intra ( $GE_w$ )	0,22993	0,20331	0,23945	0,24055	0,20852	0,24543
Inégalité Inter ( $GE_b$ )	0,00181	0,00183	0,00186	0,00213	0,00216	0,00220
Part du $GE_b$ ( $(GE_b/GE_a)$ )	0,78 %	0,89 %	0,77 %	0,88 %	1 %	0,89 %

Champs : Individus appartenant à un ménage dont un membre au moins est âgé de 50 ans ou plus.

Source : Enquête SHARE, vague 5.



## CHAPITRE 3

### QUANTIFICATION DE L'IMPACT DU DÉPART EN RETRAITE SUR LE TAUX DE RESTES-À-CHARGE

Cette partie permettra d'approfondir l'approche descriptive de l'analyse statistique menée ci-avant. Nous cherchons à analyser l'impact du facteur retraite sur les inégalités face aux dépenses de santé. Des méthodes économétriques vont être mobilisées. Ces méthodes permettent d'évaluer l'impact d'une variable dite explicative sur une variable dite dépendante tout en contrôlant un certain nombre de caractéristiques qui pourraient affecter cette évaluation. En effet, après avoir répertorié les conséquences du départ à la retraite en matière de couverture santé des individus, nous souhaitons vérifier quel est réellement l'impact du changement de statut sur le taux de restes-à-charge des dépenses de santé. L'élément clé d'une telle analyse est le contrôle de l'effet de l'âge et de l'état de santé sur les dépenses de santé. En effet, s'il semble logique que les dépenses de santé s'accroissent avec l'âge et avec la détérioration de l'état de santé, il ne faut pas pour autant que notre analyse capte ces effets. Il nous faut donc isoler les effets de l'âge et de la santé de l'effet du statut dans notre démarche économétrique.

#### 3.1. PRÉSENTATION DES INTERACTIONS ENTRE VARIABLES IMPORTANTES

---

##### 3.1.1. Le passage à la retraite : une discontinuité

Les méthodes appelées méthodes « d'évaluation d'impact » constituent une partie des outils que l'économétrie met au service des économistes pour tester l'impact d'une politique économique, ou d'un phénomène économique sur une variable appelée variable d'objectif.

La méthode dite de la *régression en discontinuité*, qui est une méthode d'évaluation d'impact, permet de capter l'effet d'un changement de statut auquel toute la population est soumise à un moment ou à un autre. Il s'agit là d'une méthode d'analyse d'impact permettant d'isoler et de quantifier les conséquences d'un phénomène sur une population. Le phénomène en question est appelé « traitement » : la population subit un « traitement », par analogie avec le vocabulaire propre aux études en biostatistique ou en médecine. Dans le contexte socio-économique qui nous intéresse, le « traitement » consiste le plus souvent en une mesure de politique économique, ou d'un changement de statut comme c'est le cas dans notre analyse. On parle alors de « discontinuité » puisque dans l'évolution chronologique naturelle des grandeurs économiques (niveau de vie après dépenses de santé dans notre cas), un changement majeur (le « traitement ») intervient pour tous. Tous nos individus à un moment donné, sont en retraite, donc tous seront « traités ». La particularité de notre variable de « traitement » (être retraité) est son caractère « flou », par opposition à un traitement en discontinuité stricte. Il n'est pas possible de considérer que la retraite (le traitement) survient à un âge fixe, identique pour tous. Il nous faudra donc gérer le « flou » dans les âges de départ en retraite (4).

Le départ en retraite est une variable de traitement discontinue. En effet, il dépend au moins partiellement de l'âge, car la possibilité de partir en retraite dépend de l'année de naissance. En France, l'âge légal de départ en retraite a longtemps été fixé à 60 ans. La réforme de 2010 prévoit d'augmenter de deux ans cet âge de départ en retraite. Toutefois, cette mesure ne sera pleinement effective qu'en 2018. L'existence de cet âge légal crée

(4) Par opposition, un traitement en discontinuité stricte serait un traitement intervenant pour tous de manière déterministe selon les mêmes conditions. Par exemple, à compter de l'année 2004, tous les individus ayant atteint le taux de plein de retraite étaient éligibles à la même surcote.

une discontinuité car normalement très peu d'individus sont susceptibles de partir en retraite avant cet âge, tandis qu'une très large majorité y est autorisée à compter de cet âge légal. La probabilité de partir en retraite est donc proche de 0 pour les individus plus jeunes, tandis qu'elle approche 1 pour les individus plus âgés que l'âge légal. Nous pouvons donc exploiter l'existence de cette législation pour mettre en œuvre une méthode d'estimation par discontinuité floue (5) (Imbens and Lemieux, 2008 [26] ; Lee and Lemieux, 2010 [29]). Cette méthode permet de s'approcher des conditions idéales d'expérimentation naturelle car, sous réserve d'avoir un échantillon conséquent, les individus à peine plus âgés que l'âge légal de départ en retraite n'ont pas de raison d'être en moyenne statistiquement différents de ceux dont l'année de naissance les situe juste sous cette limite.

L'âge légal de départ en retraite n'est pas uniforme car nous sommes en période d'application transitoire de la réforme ayant reculé cet âge. Nous déterminons donc pour chaque individu de notre échantillon l'âge légal auquel il peut prétendre liquider ses droits, compte tenu de son année de naissance (cf. tableau 3.1).

**Tableau 3.1 – Âge légal de départ en retraite**

Année de naissance	Âge légal de départ en retraite	Âge légal de départ en retraite en mois
Avant le 1 <sup>er</sup> août 1951	60 ans	720 mois
1 <sup>er</sup> août au 31 décembre 1951	60 ans et 4 mois	724 mois
1952	60 ans et 9 mois	729 mois
1953	61 ans et 2 mois	734 mois
1954	61 ans et 7 mois	739 mois
1955	62 ans	744 mois

Source : [www.service-public.fr](http://www.service-public.fr)

La discontinuité de statut dépend ici uniquement de l'année de naissance des individus, et n'est donc pas manipulable par les individus. Il s'agit d'un critère indispensable pour utiliser cette méthode économétrique : aucun individu ne peut être soustrait au traitement discontinu. Par ailleurs, pour plus de finesse dans nos analyses, nous utilisons les âges des individus en mois. L'enquête SHARE fournit l'année de naissance des individus, leur mois de naissance, ainsi que le mois durant lequel les individus ont été interrogés. Il nous est donc possible d'obtenir une mesure d'âge quasiment continue et d'observer de manière très précise la situation des individus par rapport à la discontinuité (6).

À l'aide de techniques quantitatives appropriées, nous allons donc vérifier si un effet significatif dû au passage en retraite survient sur le taux de restes-à-charge des dépenses de santé. Autrement dit, une discontinuité sur le statut, crée-t-elle une discontinuité également dans l'évolution du poids des dépenses de santé dans le budget ?

### 3.1.2. Les variables de contrôle

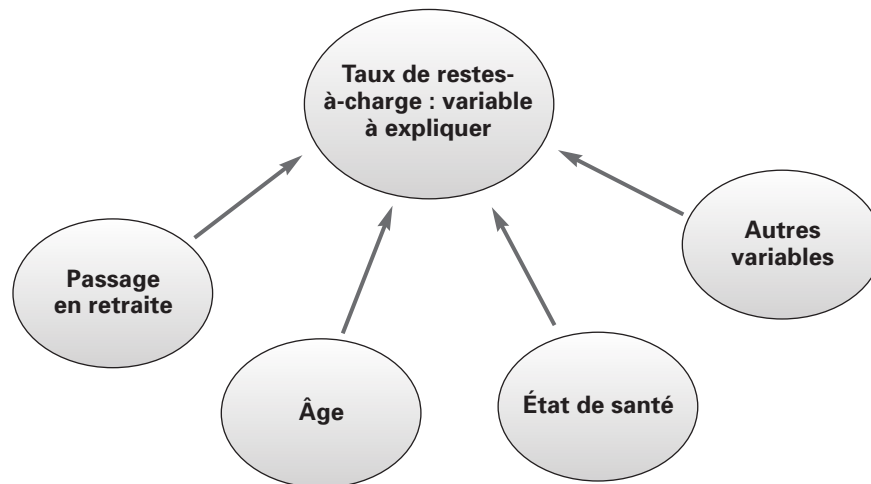
Le départ en retraite intervient à des âges auxquels les soucis de santé deviennent, pour une partie de la population, plus fréquents. Il convient donc ici de bien distinguer l'effet du passage à la retraite de l'effet de l'âge ainsi que de celui de la détérioration potentielle de la santé qui survient à cette étape de la vie. Pour que la variable de passage à la retraite ne capte que le fait de changer de statut et pas l'effet de l'âge qui avance ou de la santé qui se détériore, nous ajoutons ce qu'on appelle des variables de contrôle. L'âge et l'état de santé sont donc des variables de contrôle nécessaires à ajouter pour capter correctement l'effet du passage à la retraite.

(5) La discontinuité est dite floue, et non pas stricte car tous les individus ne partent brusquement en retraite dès lors qu'ils ont atteint l'âge légal de départ en retraite. Mais leur probabilité de partir en retraite s'accroît considérablement.

(6) L'âge en mois est donnée par :  $(2012 - (\text{année de naissance} + 1)) \times 12 + \text{mois de naissance} + \text{mois d'interview}$ .

D'autres éléments peuvent expliquer le taux de restes-à-charge comme l'éducation, la taille de la famille ou le patrimoine. Nous ajoutons donc également un ensemble d'autres variables caractérisant l'individu comme variables de contrôle. Là encore l'objectif est d'isoler autant que possible l'effet pur du passage à la retraite sur le taux de restes-à-charge. La figure 3.1 présente les différentes variables explicatives qui seront donc présentes dans le modèle.

**Figure 3.1 – Modèle à estimer sans prise en compte des interactions entre variables**



### 3.1.3. Le passage à la retraite et l'état de santé : deux variables particulières à traiter

Le passage à la retraite et l'état de santé des individus ont la particularité, contrairement à l'âge et aux autres variables explicatives, de ne pas être exogènes. C'est-à-dire qu'elles sont elles-mêmes expliquées par des éléments du modèle. Cela peut poser un problème économétrique appelé problème « d'endogénéité ». C'est le cas si notamment :

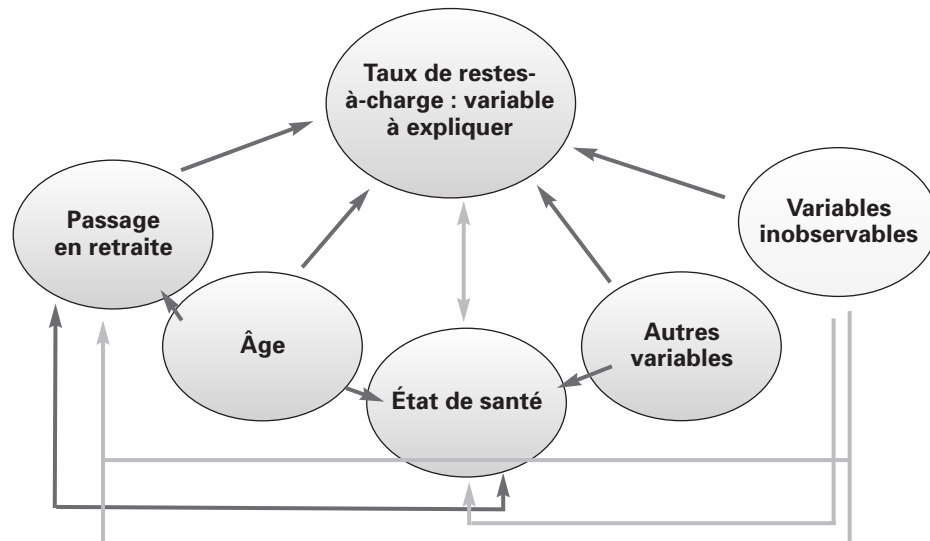
1. Ces variables sont en partie expliquées par des éléments inobservables qui ont également un effet sur le taux de restes-à-charge. On ne pourra par définition pas capter ces éléments dans notre modèle.
2. Ces variables sont en partie expliquées par la variable dépendante elle-même. Dans ce cas, on parle de causalité inverse.
3. Il existe des erreurs de mesure sur la variable en question.

Dans le cas de l'état de santé, les trois cas de figure se présentent. L'état de santé peut être expliqué par des caractéristiques inobservables de l'individu qui expliquent aussi le taux de restes-à-charge. Des habitudes de sur-consommation ou sous-consommation de services de santé par exemple, qui peuvent être engendrées par le fait d'être douillet ou au contraire particulièrement résistant à la douleur. Ces caractéristiques personnelles peuvent avoir un effet simultané sur l'état de santé et le taux de restes-à-charge. Or, ces éléments ne sont pas observables. L'état de santé peut également être expliqué par le taux de restes-à-charge lui-même. En effet avoir un taux de restes-à-charge important suggère qu'on consulte régulièrement des professionnels de santé. Cette consommation des services de santé peut avoir un effet positif sur l'état de santé, en particulier si elle se fait dans le cadre de la prévention (avant d'être malade).

Enfin, l'état de santé est une variable qui repose essentiellement sur la déclaration des personnes interrogées. Elle n'est donc pas exempt d'erreur de mesure liée à cette subjectivité.

Dans le cas du passage à la retraite, seule la corrélation avec des éléments inobservables aussi explicatifs du taux de restes-à-charge pose problème. La préférence pour le loisir pourrait par exemple expliquer simultanément le passage à la retraite et une sous-consommation de santé.

Figure 3.2 – Modèle à estimer : prise en compte des interactions entre variables



La figure 3.2 présente l'ensemble des interactions entre les variables qui peuvent causer des problèmes d'endogénéité. Apparaissent notamment sur cette figure les variables inobservables au cœur du problème d'endogénéité. Bien sûr, ces variables ne sont pas introduites dans le modèle puisque par définition, elles représentent des éléments inobservables. Nous allons à présent chercher à corriger ces problèmes d'endogénéité.

## 3.2. PRÉSENTATION DE LA MODÉLISATION

### 3.2.1. Correction de l'endogénéité

La correction de l'endogénéité requiert, pour les deux variables suspectées d'endogénéité, de trouver ce que l'on appelle des « instruments », autrement dit des variables les expliquant le mieux possible, mais qui n'expliqueraient en aucun cas la variable dépendante de notre modèle, le taux de restes-à-charge. Cette démarche permet de prendre en compte de manière aussi complète et précise que possible les différentes interactions résumées par la figure 3.2.

#### Encadré 3.1 : Le traitement économétrique de l'endogénéité du départ en retraite

La probabilité d'être en retraite ( $R_i$ ) est affectée par les variables inobservables du modèle, mais également par le traitement discontinu, à savoir le fait d'avoir atteint l'âge légal de départ en retraite que nous désignerons par la variable binaire  $D_i$  pour l'individu  $i$ .

$$\begin{cases} R_i = 1 \text{ si l'individu est en retraite} \\ = 0 \text{ sinon.} \end{cases}$$

$$\begin{cases} D_i = 1 \text{ si l'individu a atteint l'âge légal} \\ = 0 \text{ sinon.} \end{cases}$$

La variable  $D_i$  est donc ce que l'on appelle un instrument : elle influence certes la probabilité de partir en retraite, mais n'a pas de raison d'avoir un impact direct sur la variable dépendante que nous cherchons à expliquer, le taux de restes-à-charge.

Enfin, une fonction polynomiale de l'âge ( $f(\text{age}_i)$ ) est introduite pour contrôler l'effet général de l'âge sur la probabilité de départ en retraite, indépendamment du fait d'avoir atteint l'âge légal :

$$f(\text{age}_i) = (\text{age}_i - \text{âge légal de départ}_i) + (\text{age}_i - \text{âge légal de départ}_i)^2 \quad (3.1)$$

Où les âges sont exprimés en mois. L'âge légal, par année de naissance, est répertorié dans le tableau 3.1. Une variable croisée permet enfin de caractériser totalement les interactions entre âge et contraintes légales de départ en retraite :  $f(age_i) \times D_i$ .

Le fait d'être en retraite est finalement estimé *via* l'équation suivante :

$$R_i = \beta + \phi D_i + \nu D_i f(age_i) + \lambda f(age_i) + \gamma H_i + \mu X_i + \epsilon \quad (3.2)$$

Où  $H_i$  et  $X_i$  représentent respectivement l'état de santé et un vecteur d'attributs personnels pour l'individu  $i$ .

### Encadré 3.2 : Le traitement économétrique de l'endogénéité de la santé

L'état de santé des individus dépend de leurs caractéristiques propres et du fait qu'ils soient ou non encore en activité. Nous devons instrumenter l'état de santé des individus, c'est à dire trouver un élément qui a un effet sur l'état de santé sans affecter le taux de restes-à-charge du patient. Nous utiliserons le nombre de visites chez le médecin généraliste dès lors que ces visites sont couvertes à 100 % pour le patient. Nous utilisons donc :

- le fait d'avoir à sa charge une partie de frais lors de visites chez le médecin ( $U_i$ ) :  $U_i = 0$  si l'individu finance une partie de la visite médicale,  $U_i = 1$  s'il est couvert à 100 %,
- ainsi que le nombre de visites chez le médecin ( $W_i$ ), croisé avec la variable  $U_i$  :  $W_i \times U_i$

Cette variable croisée permet de capter la variation de la consommation de santé « visite chez le médecin » sans affecter le reste-à-charge du patient.

La santé de l'individu  $i$  peut donc être formulée *via* l'équation suivante :

$$H_i = \beta + \alpha R_i + \omega U_i W_i + \mu X_i + \epsilon \quad (3.3)$$

### 3.2.2. Estimation du modèle à trois équations simultanées

Après avoir considéré les interactions entre variables et la manière de les inclure dans la modélisation, il est possible de présenter le modèle global dont la finalité est d'expliquer le poids des dépenses de santé à charge des individus dans leur budget, selon qu'ils sont retraités ou ne le sont pas encore. Rappelons que l'objectif d'une telle démarche est d'estimer l'impact propre du départ en retraite dans la mesure où ce changement induit de nombreuses modifications dans la couverture maladie à laquelle les individus peuvent prétendre.

Le premier modèle proposé permet d'expliquer le taux de restes-à-charge en fonction d'un certain nombre de caractéristiques propres, de la santé et du fait d'être en retraite, ces deux dernières variables étant considérées comme exogènes (voir encadré 3.3).

### Encadré 3.3 : Le premier modèle estimé : santé et retraite exogènes

La variable à expliquer, le taux de restes-à-charge, est notée  $Y_i$ . Il est expliqué par un vecteur de variables représentant les caractéristiques des individus ( $X_i$ ), par le fait d'être en retraite ( $R_i$ ), par l'âge modélisé *via* une fonction polynomiale ( $f(age_i)$ ), et par l'état de santé de l'individu ( $H_i$ ) :

$$Y_i = \beta + \alpha R_i + \lambda f(age_i) + \gamma H_i + \mu X_i + \epsilon \quad (3.4)$$

Le modèle 3.4 est estimé dans un premier temps par simples moindres carrés sans contrôle de l'endogénéité.

Néanmoins, comme les paragraphes précédents l'expliquent, les variables de retraite et de santé sont très probablement endogènes au modèle, ce qui nous contraint à envisager l'estimation de modèles complémentaires. Notre deuxième estimation prend donc en considération l'endogénéité du départ en retraite (voir encadré 3.4).

### Encadré 3.4 : Le deuxième modèle estimé : retraite endogène et santé exogène

Nous mettons en œuvre un modèle à deux équations simultanées, et estimé *via* la méthode des doubles moindres carrés, tout en introduisant une discontinuité dans la possibilité de prendre sa retraite (ie avoir atteint l'âge légal ou non) :

$$\begin{aligned} Y_i &= \beta_1 + \alpha_1 R_i + \lambda_1 f(\text{age}_i) + \gamma_1 H_i + \mu_1 X_i + \epsilon_1 \\ R_i &= \beta_2 + \phi_2 D_i + \nu_2 D_i f(\text{age}_i) + \lambda_2 f(\text{age}_i) + \gamma_2 H_i + \mu_2 X_i + \epsilon_2 \end{aligned} \quad (3.5)$$

Enfin, le modèle le plus complet nous amène à traiter non seulement l'endogénéité de la retraite, mais également l'endogénéité de la santé.

### Encadré 3.5 : Le troisième modèle estimé : santé et retraite endogènes

Ce dernier modèle comprend les trois équations 3.2, 3.3 et 3.4 et est estimé *via* la méthode des triples moindres carrés. Ce modèle permet de prendre en considération toutes les interactions présentées dans les paragraphes précédents.

$$\begin{aligned} Y_i &= \beta_1 + \alpha_1 R_i + \lambda_1 f(\text{age}_i) + \gamma_1 H_i + \mu_1 X_i + \epsilon_1 \\ R_i &= \beta_2 + \phi_2 D_i + \nu_2 D_i f(\text{age}_i) + \lambda_2 f(\text{age}_i) + \gamma_2 H_i + \mu_2 X_i + \epsilon_2 \\ H_i &= \beta_3 + \alpha_3 R_i + \omega_3 U_i W_i + \mu_3 X_i + \epsilon_3 \end{aligned} \quad (3.6)$$

$Y_i$ ,  $R_i$  et  $H_i$  sont estimés simultanément.

Les trois spécifications retenues (3.4, 3.5, 3.6) sont ensuite estimées avec les deux mesures alternatives de la santé que nous avons retenues, à savoir  $H_i^1$  le fait de déclarer un état de santé satisfaisant ou très satisfaisant, et  $H_i^2$  le nombre de problèmes de santé chroniques. Nous utilisons deux mesures différentes de la santé afin de nous assurer que cette variable n'est pas sujette à des erreurs de mesure liée à son aspect déclaratif. En particulier, nous voulons nous protéger contre le biais de justification qui consiste pour les retraités à justifier leur statut d'inactif en déclarant une santé moins bonne que ce qu'elle est en réalité. La première de nos variables de santé est donc subjective, tandis que la seconde est plus objective.

### 3.2.3. Les variables de contrôle retenues

Les variables clés de la modélisation ont été exposées dans les paragraphes précédents. Le set de variables retenues permet d'obtenir un échantillon de 2 741 individus. Nous perdons des observations par rapport à la partie descriptive de ce rapport car seuls les individus âgés de 50 à 71 ans sont conservés.

L'enquête SHARE permet de mesurer l'état de santé de plusieurs façons. Nous testons donc la robustesse de nos résultats en utilisant différentes informations pour définir  $H_i$ . Dans un premier temps, nous ne considérerons que l'état de santé déclaré ( $H_i^1$ ), puis dans un second temps une variable objective de santé, à savoir le nombre de problèmes de santé chroniques ( $H_i^2$ ).

$$\begin{cases} H_i^1 = 1 \text{ si l'individu déclare un état de santé satisfaisant ou très satisfaisant.} \\ = 0 \text{ sinon.} \end{cases}$$

Le vecteur  $X$  de variables explicatives inclut un certain nombre d'autres variables susceptibles d'influencer non seulement le taux de restes-à-charge des dépenses de santé, mais également le fait d'être en retraite ou encore l'état de santé, et tout ceci, une fois l'âge contrôlé. La taille du ménage, le nombre d'années d'études de l'individu, le nombre d'années d'études du conjoint, le nombre d'enfants, et le nombre de petits-enfants sont ainsi introduits dans comme variables explicatives exogènes dans notre modèle. Nous ajoutons également  $U_i$  (le fait d'avoir à sa charge une partie de frais lors de visites chez le médecin,  $U_i = 0$  si l'individu finance une partie de la visite médicale,  $U_i = 1$  s'il est couvert



à 100 %) aux variables explicatives car cette variable peut expliquer simultanément le taux de restes-à-charge et l'état de santé.

**Tableau 3.2 – Valeurs moyennes des variables**

Variable	Intitulé	Valeur moyenne
$Y_i$	Taux de restes-à-charge moyen	1,12 %
$R_i$	Proportion de retraités	52 %
$age_i$	Âge	60,62
$H_i^1$	Proportion en état de santé (très) satisfaisant	71,3 %
$H_i^2$	Nombre de problèmes chroniques	1,397
$D_i$	Proportion ayant atteint l'âge légal de la retraite	50,64 %
$U_i$	Proportion couverte à 100 % pour les visites chez le médecin	57,35 %
$X_i$	Nombre de visites chez le médecin généraliste	6,31
$X_i$	À un conjoint	74,8 %
$X_i$	Taille du ménage	2,12
$X_i$	Nombre d'années d'études	12,21
$X_i$	Nombre d'années d'études du conjoint	9,2
$X_i$	Nombre d'enfants	2,27
$X_i$	Nombre de petits-enfants	2,41
$X_i$	Proportion de propriétaires	82 %

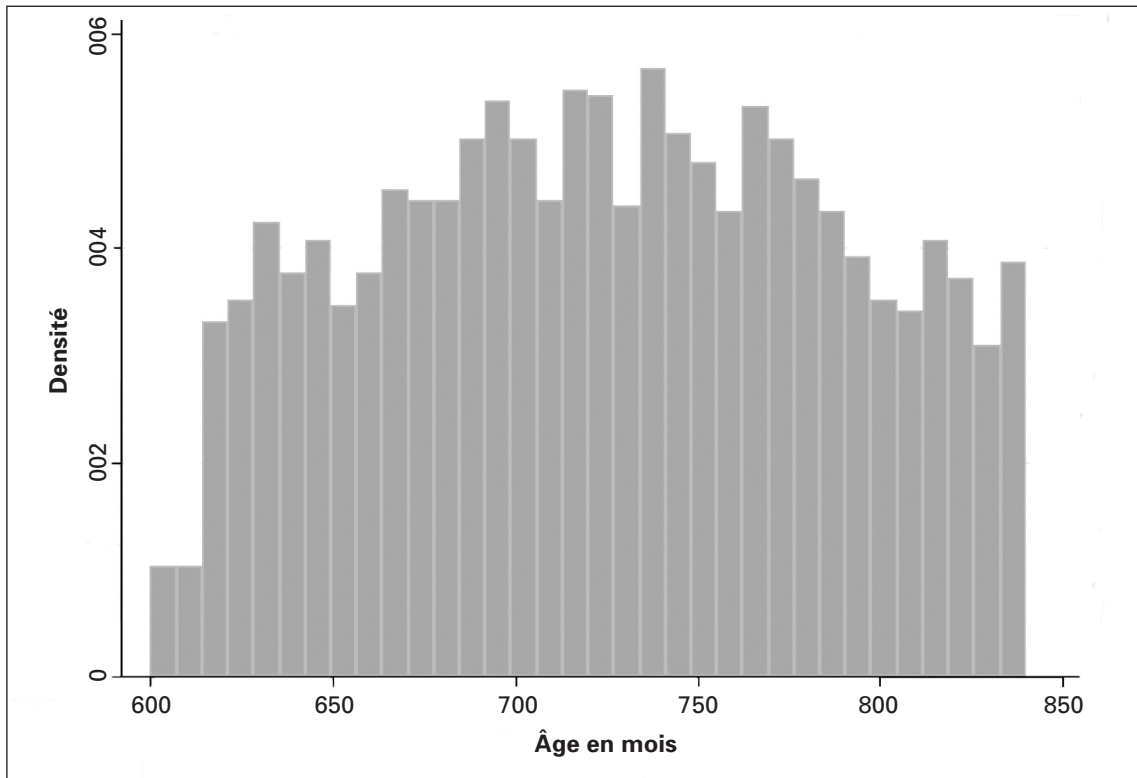
### 3.3. ANALYSE GRAPHIQUE ET RÉSULTATS

#### 3.3.1. L'analyse graphique

L'analyse graphique de notre échantillon nous permet de mieux identifier les caractéristiques particulières de la population que l'on étudie dans la mesure où celle-ci n'est pas représentative de la population moyenne, mais spécifiquement de la population dont un membre au moins a atteint l'âge de 50 ans. Le graphique 3.3 montre justement comment se répartit l'échantillon en fonction des âges représentés. Nous n'avons conservé que les individus âgés de 50 à 70 ans (7). Les individus de 50 à 52 ans sont cependant moins présents dans l'échantillon (moins de 6 %), de même que les individus de 70 ans qui représentent moins de 3 % de l'échantillon total. Chaque classe d'âge de 53 à 69 ans regroupe en moyenne entre 4 et 6 % de l'échantillon total.

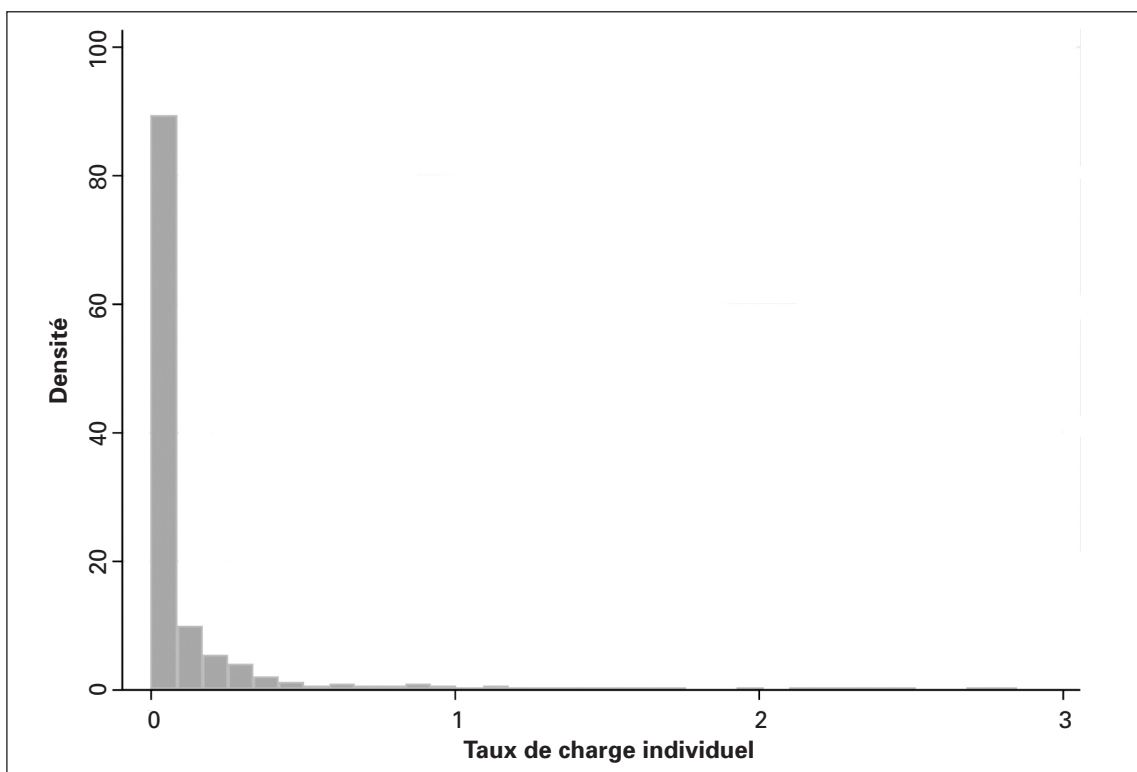
(7) Les individus sont en fait âgés de 51 à 71 ans l'année de l'interview, mais ils sont interrogés sur des variables de l'année précédente. Ainsi, le revenu que l'individu de 51 ans renseigne correspond à son revenu à 50 ans.

**Figure 3.7 – Âges représentés dans notre échantillon**



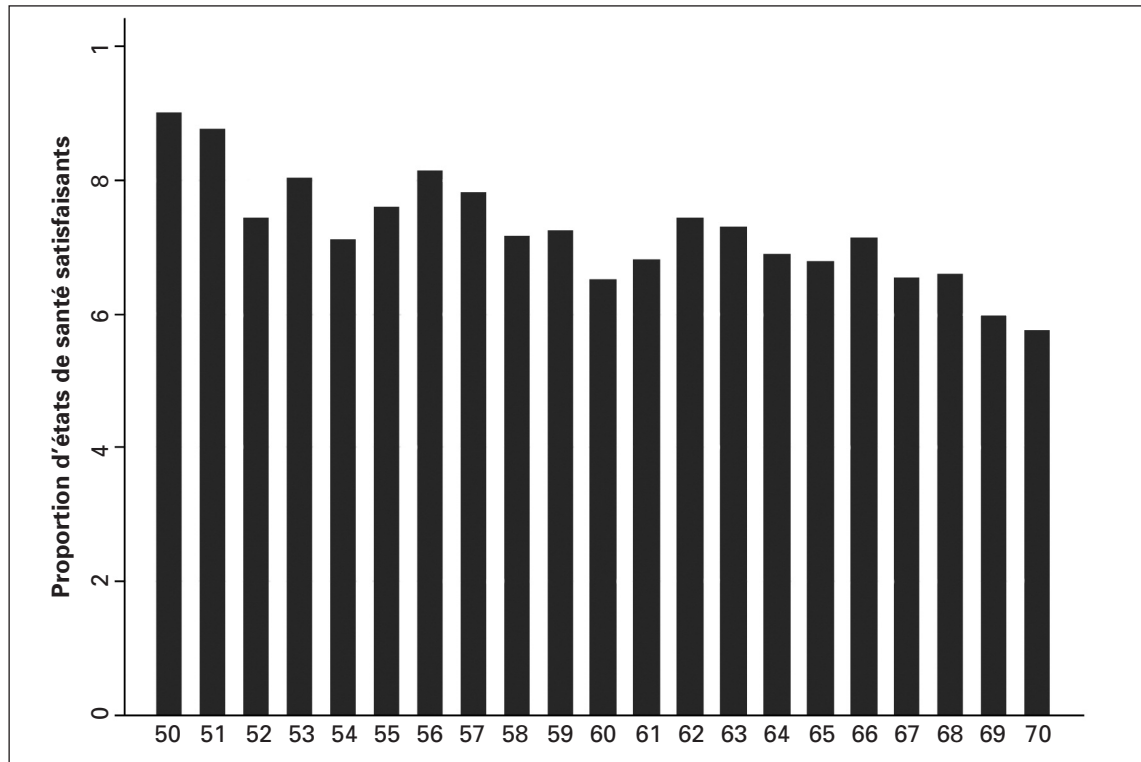
La variable que l'on étudie est le taux de restes-à-charge pour mettre en lumière l'effet du passage en retraite sur la charge que peuvent représenter les dépenses de santé dans le budget d'un ménage. Le taux de restes-à-charge moyen des dépenses de santé est de 1,12 %, tandis que sa valeur médiane atteint 0,14 %. La différence conséquente tend à montrer que le taux de restes-à-charge peut atteindre de fortes valeurs, ayant un impact haussier fort sur la valeur moyenne. 0,4 % de notre échantillon déclare un taux de restes-à-charge supérieur à 20 %. 94 % de l'échantillon a un taux de restes-à-charge inférieur à 5 %.

**Figure 3.4 – Densité des taux de restes-à-charge dans l'échantillon**



Comme expliqué dans les paragraphes précédents, l'évolution de l'état de santé avec l'âge est un élément de clé de notre analyse à isoler pour pouvoir identifier clairement l'effet du passage en retraite sur le taux de restes-à-charge. Le graphique 3.5 représente l'état de santé en fonction de l'âge. Il ressort de ce graphique que la proportion d'individus déclarant un état de santé satisfaisant ou très satisfaisant tend à diminuer avec l'âge.

**Figure 3.5 – Proportion par âges d'individus déclarant un état de santé satisfaisant**



L'analyse en discontinuité se prête bien à une première approche graphique. En effet, l'utilisation de ce type de méthode s'explique par l'existence d'une discontinuité dans le statut des individus. Partant du principe qu'en moyenne la seule discontinuité majeure qui intervient dans la vie des individus entre 60 et 62 ans est le fait d'atteindre l'âge légal de départ en retraite, et qu'effectivement ce changement a un impact sur notre variable d'intérêt, alors, une analyse graphique est susceptible d'illustrer la discontinuité en question.

Le graphique 3.6 montre l'utilité de prendre en compte la discontinuité dans la probabilité d'être en retraite autour de l'âge légal. Cette première analyse graphique de la discontinuité nous conforte dans le choix de la méthode : avant l'éligibilité à la retraite peu d'individus sont en retraite, tandis qu'après, la proportion d'individus ayant quitté le marché du travail est très importante, quel que soit finalement l'âge auquel le taux plein est obtenu.

Les graphiques 3.7 et 3.8 font apparaître la discontinuité dans le taux de restes-à-charge autour de l'âge légal de départ en retraite, soit entre 60 et 62 ans selon l'année de naissance des individus. Les tendances linéaires avant l'âge légal de départ en retraite et après ont été ajoutées sur les graphes. Si le nombre important de points du graphe 3.7 ne permet d'identifier aisément que des tendances faiblement différentes à première vue, le graphique 3.8, en revanche, met bien en lumière la discontinuité dans le taux de restes-à-charge par âge qui apparaît à compter de l'âge légal de départ en retraite.

Figure 3.6 – Probabilité d'être en retraite par âge

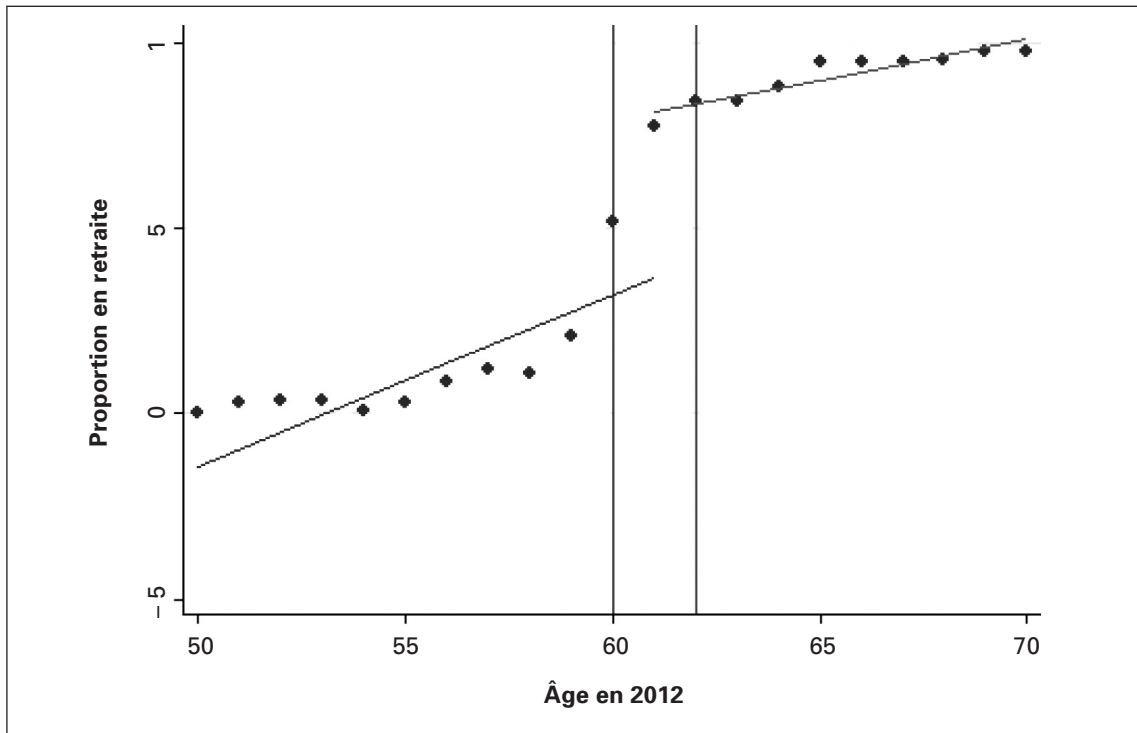


Figure 3.7 – Taux de restes-à-charge moyen par âge en mois

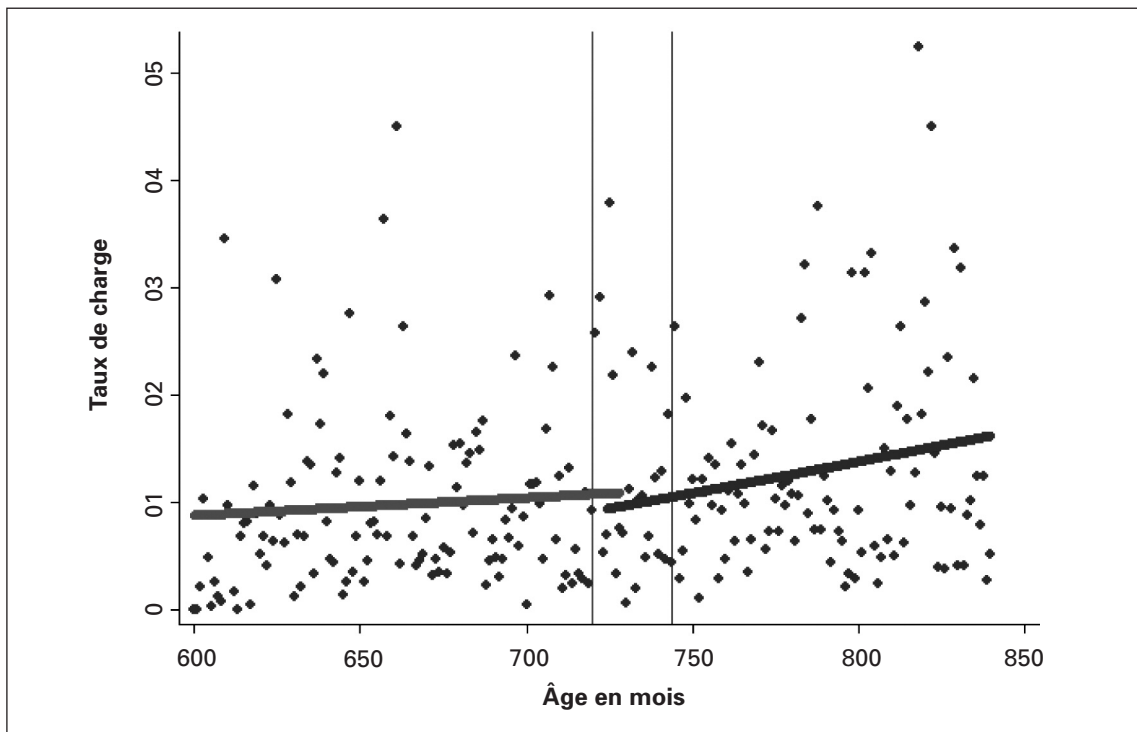
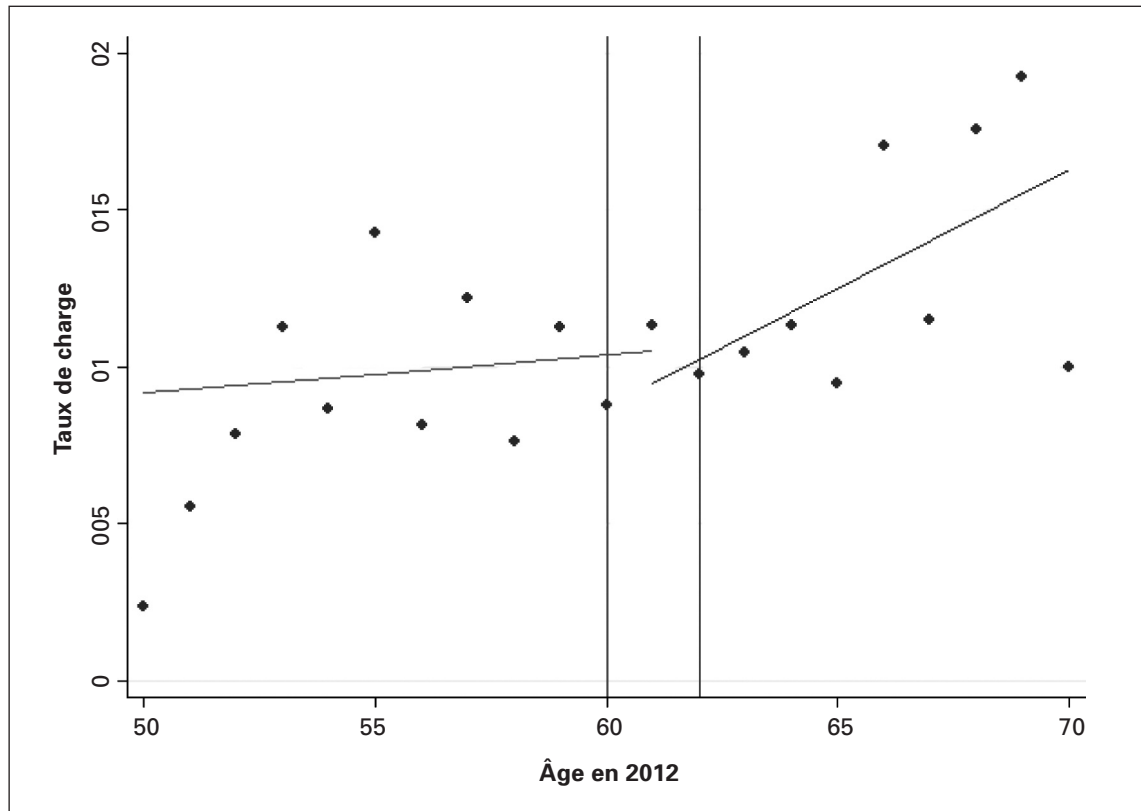


Figure 3.8 – Taux de restes-à-charge moyen par âge en années



### 3.3.2 Les résultats économétriques

Pour nous assurer de la validité des résultats de notre modélisation, nous avons réalisé divers tests. Les tests de Wu-Hausman et Durbin-Wu-Hausman confirment que les variables de santé et de retraite sont endogènes. Ils nous permettent donc de privilégier les résultats fournis par le modèle complet, en triple moindres carrés. Les résultats des modèles en moindres carrés ordinaires, en doubles moindres carrés et en triples moindres carrés, estimés avec les variables de santé  $H^1$  et  $H^2$ , sont répertoriés dans les tableaux 3.3 à 3.8 en annexe.

Dans un premier temps, nous estimons le modèle avec la méthode simple des moindres carrés ordinaires. Les résultats de ce premier modèle, où la santé et le passage à la retraite sont supposés exogènes, sont répertoriés dans les premières colonnes des tableaux 3.3 et 3.6.

Nous estimons ensuite le modèle en double moindres carrés, en considérant que le départ en retraite est lui-même expliqué par les attributs personnels inobservables mais également par le fait d'être éligible à la retraite, autrement dit d'avoir atteint l'âge légal de départ en retraite. Cet âge constitue une rupture pour les individus. Cette rupture est introduite sous forme de régression discontinue. Les résultats de ce deuxième modèle, où la santé est encore considérée comme exogène, sont répertoriés dans les deuxième colonnes des tableaux 3.3 et 3.6. Cette démarche consiste à estimer simultanément le taux de restes-à-charge et la probabilité d'être retraité, cette dernière estimation se trouve dans la première colonne des tableaux 3.4 et 3.7.

Enfin, nous estimons le modèle complet, en triple moindres carrés, permettant d'endogénéiser également la santé. Les résultats de ce troisième modèle, où le passage à la retraite et la santé sont considérés comme endogènes sont répertoriés dans les troisième colonnes des tableaux 3.3 et 3.6. Cette démarche consiste à estimer simultanément le taux de restes-à-charge, la probabilité d'être retraité et l'état de santé. Ces dernières estimations se trouvent dans les deuxième colonnes des tableaux 3.4 et 3.7 et dans les tableaux 3.5 et 3.8.

Les résultats qualitatifs apparaissent robustes quelle que soit la variable de santé choisie (état de santé déclaré ou nombre de problèmes de santé chroniques) et le modèle estimé. Toutefois, quantitativement les résultats varient en fonction du modèle.

Le passage à la retraite a un effet positif et significatif sur le taux de restes-à-charge. Toutes choses égales par ailleurs, passer à la retraite augmente le taux de restes-à-charge entre 0,2 et 0,5 point de pourcentage, en fonction des estimations. Quelle que soit la variable de la santé choisie, ne pas prendre en compte l'endogénéité liée à la variable de passage à la retraite entraîne une sous-estimation de son effet sur le taux de restes-à-charge d'environ 0,2 point de pourcentage. La prise en compte de l'endogénéité de la variable de santé met en lumière un effet du passage à la retraite très légèrement plus faible. Cela signifie que la variable de passage à la retraite ne capte que très peu l'effet de la dégradation de la santé. Cela témoigne d'un véritable effet du changement de statut sur le taux de restes-à-charge. Après prise en compte des deux sources d'endogénéité, on estime que le passage à la retraite augmente entre 0,4 et 0,45 point de pourcentage le taux de restes-à-charge, en fonction de la variable de santé retenue. Cette hausse paraît de faible ampleur, mais, elle correspond à plus d'un tiers de la moyenne du taux de restes-à-charge dans la population de 50 à 70 ans de notre échantillon (la valeur moyenne est de 1,12 %).

Par ailleurs, l'estimation du fait d'être retraité montre que la discontinuité a bel et bien un effet sur le fait d'être en retraite. Avoir atteint l'âge légal accroît de près de 57 % la probabilité d'être en retraite (Tableaux 3.4 et 3.7). Naturellement l'âge mais aussi le fait d'être propriétaire sont des facteurs explicatifs du passage à la retraite.

Toutes choses égales par ailleurs, un mauvais état de santé dégrade le taux de restes-à-charge. Ne pas prendre en compte l'endogénéité de la variable de santé entraîne une sous-estimation de son effet. Une fois le biais d'endogénéité corrigé, se déclarer satisfait de sa santé réduit de 1,6 % le taux de restes-à-charge des 50-70 ans alors qu'avoir un problème de santé chronique supplémentaire entraîne une hausse de 0,5 point du taux de restes-à-charge.

Parmi les autres variables de contrôle, le fait d'avoir un conjoint réduit de 0,9 point de pourcentage le taux de restes-à-charge. Cela peut s'expliquer par l'existence de contrat d'assurance complémentaire plus avantageux financièrement pour les couples que pour les personnes célibataires. La taille du ménage comprenant le nombre d'enfants à charge a lui un effet positif sur le taux de restes-à-charge de l'individu. De fait, les dépenses de santé de ces enfants à charge pèsent sur les dépenses du sénior interrogé. Notons par contre que les caractéristiques de la famille (le nombre d'enfants et de petits-enfants) quand ceux-ci ne sont pas à charge, n'a pas d'impact sur le taux de restes-à-charge.



## CONCLUSION

Le système de santé français est un système mixte dans lequel cohabitent une couverture obligatoire et une couverture complémentaire permettant d'assurer les restes-à-charge des dépenses de santé. Si 95 % des Français sont couverts par des assurances complémentaires, le coût de ces dernières et leur qualité peuvent varier au sein de la population. En particulier, l'architecture du système est telle qu'aujourd'hui les actifs bénéficient d'une offre de couverture complémentaire de meilleure qualité et à un coût moindre.

L'analyse descriptive démontre que les dépenses de santé augmentent les inégalités de revenus au sein de la population des séniors et en particulier au sein des retraités. Les 10 % des retraités les plus favorisés ont un revenu 4,6 fois plus élevé que les 10 % les moins favorisés avant dépense de santé. Après dépense de santé, leur revenu devient 4,8 fois plus élevé. Cela signifie qu'en moyenne les dépenses de santé pèsent moins sur les retraités favorisés que sur les autres. Ces résultats suggèrent que les dépenses de santé peuvent précariser une partie des retraités à bas revenus. Par ailleurs, l'analyse descriptive montre que les dépenses de santé accroissent les inégalités entre actifs et retraités : les dépenses de santé augmentent davantage les inégalités intergroupe (entre retraités et actifs) qu'intragroupe (au sein de chacune des populations). Afin d'isoler l'effet du changement de statut sur les dépenses de santé d'autres phénomènes pouvant se produire concomitamment au passage à la retraite, nous adoptons une méthode économétrique.

Nos résultats économétrique confirment, et ce, quelle que soit la spécification économétrique, que le passage à la retraite entraîne un accroissement conséquent du poids des dépenses de santé dans le budget des individus. Ce résultat est par ailleurs indépendant du phénomène de vieillissement et de la dégradation de la santé qui peut s'en suivre. Autrement dit, c'est l'architecture du système de santé, et notamment la couverture complémentaire, qui est à mettre en cause pour expliquer les inégalités entre les plus âgés et les séniors. De tels résultats plaident pour une réflexion approfondie sur la conception de la couverture maladie, notamment en fonction du statut. Si les évolutions récentes ont permis d'améliorer la couverture complémentaire dans la population d'âge actif, il n'en reste pas moins qu'une partie conséquente de la population totale est exclue de certains dispositifs. Nous avons démontré et quantifié l'impact négatif d'une telle exclusion, notamment en termes d'inégalités et d'exposition à la pauvreté.







## ANNEXES

Les tableaux 3.3 à 3.8 présentés ci-après récapitulent les résultats obtenus pour les 6 spécifications économétriques testées :

- le modèle en moindres carrés ordinaires (premières colonnes des tableaux 3.3 et 3.5),
- le modèle en doubles moindres carrés (deuxièmes colonnes des tableaux 3.3 et 3.5, et premières colonnes des tableaux 3.4 et 3.6),
- le modèle en triples moindres carrés (troisièmes colonnes des tableaux 3.3 et 3.5, deuxièmes colonnes des tableaux 3.4 et 3.6, et troisièmes colonnes des tableaux 3.5 et 3.8).

Ces trois modèles sont testés chacun deux fois, avec deux mesures différentes de la santé ( $H^1$  pour les tableaux 3.3 à 3.5 et  $H^2$  pour les tableaux 3.6 à 3.8).

**Tableau 3.3 – Résultats de l'équation principale ( $H = H^1$ ) :  
estimation du taux de restes-à-charge ( $y_i$ )**

	OLS	2SLS (Retraite endogène)	3SLS (Retraite et santé endogènes)
Retraité	.0023269** (.0011039)	.004696*** (.0014938)	.00451*** (.0015762)
État de santé satisfaisant	– .0064691*** (.0013196)	– .0062993*** (.001159)	– .0165347*** (.0048074)
Visites chez le généraliste couvertes à 100 %	– .007465*** (.0010879)	– .0074806*** (.0010357)	– .0084396*** (.0010467)
$f(age)$	6.16e-08 (9.94e-08)	1.01e-07 (1.11e-07)	1.01e-07 (1.12e-07)
A un conjoint	– .0088268*** (.0025439)	– .0089173*** (.002665)	– .0095199*** (.0027127)
Taille du ménage	.0019233** (.0008407)	.0021646*** (.0007668)	.002078*** (.0007794)
Nb d'années d'éducation	.0001453 (.0001606)	.000159 (.0001593)	.0002698 (.0001699)
Nb d'années d'éducation du conjoint	.0001027 (.0001635)	.000104 (.0001844)	.0001751 (.0001896)
Nb d'enfants	– .0001531 (.0004717)	– .0000875 (.0005008)	– .0000214 (.0005106)
Nb de petits-enfants	.0000598 (.0002482)	– .0000432 (.0002546)	– .0001244 (.000259)
Propriétaire de son logement	– .0020553 (.0015785)	– .0023728 (.0014236)	– .0008755 (.0016028)
Constant	.020265*** (.0033305)	.0184367*** (.0029909)	.023879*** (.0039352)

Seuils de significativité : \* : 10 %.  
\*\* : 5 %.  
\*\*\* : 1 %.

**Tableau 3.4 – Résultats de la deuxième équation ( $H = H'$ ) :  
estimation de la probabilité d'être en retraite ( $R_i$ )**

	2SLS (Retraite endogène)	3SLS (Retraite et santé endogènes)
A atteint l'âge légal de départ en retraite	.5677284*** (.0180879)	.5672849*** (.0180967)
A atteint l'âge légal de départ en retraite $\times f(age)$	.0000331*** (2.66e-06)	.0000329*** (2.80e-06)
$f(age)$	– .0000203*** (1.66e-06)	– .0000201*** (1.70e-06)
A un conjoint	.0455189 (.0311897)	.0324847 (.0317339)
Taille du ménage	– .0124963 (.0089473)	– .0122322 (.0090847)
Nb d'années d'éducation	– .0018496 (.0018635)	– .0005908 (.0019938)
Nb d'années d'éducation du conjoint	– .0020949 (.0021588)	– .0009446 (.0022197)
Nb d'enfants	.0012584 (.0058641)	.0001544 (.0059665)
Nb de petits-enfants	.0006302 (.0029849)	.000522 (.0030281)
Propriétaire de son logement	.0527899*** (.016571)	.0714722*** (.0186599)
État de santé satisfaisant	– .0125144 (.0135808)	– .1314453** (.0578449)
Visites chez le généraliste couvertes à 100 %	.0049589 (.0135808)	– .0053742 (.0122236)
Constante	.2620877*** (.0341526)	.3231936*** (.0435265)

Seuils de significativité : \* : 10 %.

\*\* : 5 %.

\*\*\* : 1 %.

**Tableau 3.5 – Résultats de la troisième équation ( $H = H^1$ ) :  
estimation de l'état de santé ( $H_i^1$ )**

	<b>3SLS (Retraite et santé endogènes)</b>
Visites chez le généraliste couvertes à 100 %	– .0161979*** (.0013496)
<i>f(age)</i>	5.73e-07 (1.74e-06)
A un conjoint	– .0617788 (.0430255)
Taille du ménage	– .0020394 (.0121448)
Nb d'années d'éducation	.010675*** (.0025606)
Nb d'années d'éducation du conjoint	.0068196** (.0029727)
Nb d'enfants	.0019964 (.0081195)
Nb de petits-enfants	– .005817 (.0039912)
Propriétaire de son logement	.1283173*** (.0226156)
Constante	.5292553*** (.0429708)
R-squared N	2733

Seuils de significativité : \* : 10 %.  
\*\* : 5 %.  
\*\*\* : 1 %.

**Tableau 3.6 – Résultats de l'équation principale ( $H = H^2$ ) :  
estimation du taux de restes-à-charge ( $y_i$ )**

	OLS	2SLS (Retraite endogène)	3SLS (Retraite et santé endogènes)
Retraité	.0019555* (.0011006)	.0041632*** (.0015149)	.0040445* (.0017851)
Nb de problèmes de santé chroniques	.0020335*** (.0004682)	.0019243*** (.0003993)	.0051219*** (.0015762)
Visites chez le généraliste couvertes à 100 %	– .007548*** (.0010891)	– .0075532*** (.0010371)	– .0079836*** (.0010636)
$f(age)$	6.94e-08 (9.90e-08)	1.05e-07 (1.11e-07)	1.33e-07 (1.12e-07)
A un conjoint	– .0090025*** (.002566)	– .0090629*** (.0026885)	– .0101021*** (.0027421)
Taille du ménage	.0020126** (.0008512)	.0022313*** (.0007672)	.0023953*** (.0007768)
Nb d'années d'éducation	.0001326 (.0001615)	.0001436 (.0001593)	.0002447 (.0001678)
Nb d'années d'éducation du conjoint	.0000944 (.0001653)	.0000946 (.0001845)	.0001612 (.0001894)
Nb d'enfants	– .0000753 (.0004714)	– .0000193 (.0005013)	.0001221 (.000513)
Nb de petits-enfants	– .0000189 (.0002434)	– .0001086 (.0002552)	– .0003181 (.000266)
Propriétaire de son logement	– .0023421 (.001609)	– .0026461 (.001421)	– .001673 (.0015358)
Constante	.0134309*** (.0033955)	.0120223*** (.002987)	.0057073 (.003871)

Seuils de significativité : \* : 10 %.  
\*\* : 5 %.  
\*\*\* : 1 %.

**Tableau 3.7 – Résultats de la deuxième équation ( $H = H^2$ ) :  
estimation de la probabilité d'être en retraite ( $R_i$ )**

	2SLS (Retraite endogène)	3SLS (Retraite et santé endogènes)
Âge légal de départ en retraite atteint	.5670088*** (.0180801)	.5668856*** (.0180843)
Âge légal de départ en retraite atteint $\times f(age)$	.0000328*** (2.67e-06)	.0000327*** (2.94e-06)
$f(age)$	– .0000201*** (1.66e-06)	– .0000197*** (1.77e-06)
A un conjoint	.0437398 (.0311979)	.0288753 (.0320027)
Taille du ménage	– .0123966 (.0089415)	– .0097293 (.0090069)
Nb d'années d'éducation	– .0017389 (.0018615)	– .0008873 (.0019622)
Nb d'années d'éducation du conjoint	– .0020154 (.0021575)	– .0011257 (.0022079)
Nb d'enfants	.0015339 (.0058635)	.0011822 (.0059674)
Nb de petits-enfants	.0003333 (.0029888)	– .0008656 (.003094)
Propriétaire de son logement	.0536454 (.0165135)	.0637903*** (.0176895)
Nb de problèmes de santé chroniques	.0082647* (.0046614)	.0369192* (.0190812)
Visites chez le généraliste couvertes à 100 %	.0042959 (.0121262)	.001386 (.0123871)
Constante	.2406547*** (.0346634)	.1825525*** (.0494223)

Seuils de significativité : \* : 10 %.

\*\* : 5 %.

\*\*\* : 1 %.

**Tableau 3.8 – Résultats de la troisième équation ( $H = H^2$ ) :  
estimation de l'état de santé ( $H_i^2$ )**

	<b>3SLS (Retraite et santé endogènes)</b>
Visites chez le généraliste couvertes à 100 % × nb de visite	.0600917*** (.0045097)
Visites chez le généraliste couvertes à 100 %	– .2422665*** (.0558772)
<i>f(age)</i>	– 9.76e-06* (5.10e-06)
Avoir un conjoint	.3185168** (.1260381)
Taille du ménage	.0645615* (.0355758)
Nb d'années d'éducation	.0302978*** (.0075015)
Nb d'années d'éducation du partenaire	– .0193556** (.008708)
Nb d'enfants	– .0357643 (.0237878)
Nb de petits-enfants	.0602079*** (.0116917)
Propriétaire de son logement	– .2447474*** (.066249)
Constant	1.964756*** (.1282364)
R-squared N	2733

Seuils de significativité : \* : 10 %.  
\*\* : 5 %.  
\*\*\* : 1 %.





## BIBLIOGRAPHIE

- [1] **C. Allonier, P. Dourgnon, and T. Rochereau.** Enquête sur la santé et la protection sociale 2006. *Rapport IRDES n° 540*, Avril 2008.
- [2] **AB. Atkinson.** On measurement of economic inequality. *Journal of Economic Theory*, 2 : 244–263, 1970.
- [3] **P. Aubert and M. Bachelet.** Disparités de montant de pension et redistribution dans le système de retraite français. *Dossiers INSEE*, 2012.
- [4] **M. Auersperg, C. Blackorby, and D. Donaldson.** A new procedure for the measurement of inequality within and among population subgroups. *Canadian Journal of Economics*, 14(4) : 665-685, 1981.
- [5] **D. Blanchet.** Démographie et soutenabilité du système de retraite : Les réformes ont-elles tout résolu ? *Informations sociales*, 3/2014 (183) : 126-135, 2014.
- [6] **C. Cases, V. Lucas-Gabrielli, M. Perronnin, and M. To.** Comment expliquer les fortes disparités de clientèle CMU-C des praticiens libéraux ? *Question d'économie de la santé*, (130), 2008.
- [7] Fonds CMU. Rapport d'activité. 1014.
- [8] **A. Couffinhal, N. Grandfils, M. Grignon, and T. Rochereau.** Enquête sur la protection sociale complémentaire d'entreprise en France. *Rapport IRDES n° 526*, 2004.
- [9] **F.A. Cowell.** *Measuring Inequality*. Harvester Wheatsheaf, 2<sup>nd</sup> edition, 1995.
- [10] **C. Després, P. Dourgnon, R. Fantin, and F. Jusot.** Le renoncement aux soins pour raisons financières : une approche économétrique. *Question d'économie de la santé*, 170, novembre 2011.
- [11] **C. Després and M. Naiditch.** Analyse des attitudes de médecins et dentistes à l'égard des patients bénéficiant de la couverture maladie universelle complémentaire. *DIES, Rapport pour le Fonds CMU*, 2006.
- [12] **D. Donaldson and J.A. Weymark.** Ethically flexible gini indices for income distribution in the continuum. *Journal of Economic Theory*, 29 : 353-358, 1980.
- [13] Conseil d'Orientation des Retraites. Le patrimoine des ménages retraités : résultats actualisés. *Séance plénière du 8 juillet 2015*, 2015.
- [14] **B. Dormont, P.Y. Geoffard, and J. Tirole.** Refonder l'assurance-maladie. *Note du CAE n° 12*, 2014.
- [15] **P. Dourgnon, F. Jusot, and R. Fantin.** Payer nuit gravement à la santé : Une étude de l'impact du renoncement financier aux soins sur l'état de santé. *Économie publique*, 1-2/2012 (28-29), 2012.
- [16] **P. Dourgnon, Z. Or, and C. Sorasith.** L'impact du dispositif des affections de longue durée sur les inégalités de recours aux soins ambulatoires entre 1998 et 2008. *Question d'économie de la santé*, 183, Janvier 2013.
- [17] DREES. L'état de la santé de la population en France. *Rapport 2011*, 2011.
- [18] DREES. L'état de la santé de la population en France. *Rapport 2015*, 2015.
- [19] **J. Foster, J. Greer, and E. Thorbecke.** A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*, 52 : 761-776, 1984.
- [20] **C. Franc and M. Perronnin.** Aide à l'acquisition d'une assurance complémentaire : Une première évaluation du dispositif acs. *Question d'économie de la santé*, 121, Avril 2007.
- [21] **C. Franc and M. Perronnin.** Aide à l'acquisition d'une assurance complémentaire : Une première évaluation du dispositif acs. *Question d'économie de la santé*, 121, Avril 2007.
- [22] **C. Franc, M. Perronnin, and A. Pierre.** Changer de couverture complémentaire santé à l'âge de la retraite. *Question d'économie de la santé*, 126, Octobre 2007.

- [23] **C. Gini**. Measurement of inequality of incomes. *The Economic Journal of Econometrics*, 1, March : 124–126, 1921.
- [24] **M. Grignon**. Les conséquences du vieillissement de la population sur les dépenses de santé. *Question d'économie de la santé*, 66, Mars 2003.
- [25] **J.-P. Hamon and D. Rosenweg**. *La fin de notre système de santé ?* Albin Michel, France, 2015.
- [26] **G. Imbens and T. Lemieux**. Regression discontinuity designs: A guide to regression. *Journal of Econometrics*, 142 (2) : 615-635, 2008.
- [27] **S.P Jenkins**. Analysis of income distributions. *Stata Technical Bulletin*, 48, 1999.
- [28] **F. Jusot**. La complémentaire santé : Une source d'inégalités face à la santé ? *Les Tribunes de la santé*, 43 : 69-78, 2014.
- [29] **D. Lee and T. Lemieux**. Regression discontinuity designs in economics. *Journal of Economic Literature*, XLVIII (2) : 281-355, 2010.
- [30] **J. Litchfield**. Inequality : Methods and tools. World Bank, 1999.
- [31] **M. Perronnin, A. Pierre and T. Rochereau**. La complémentaire santé en France en 2008 : Une large diffusion mais des inégalités d'accès. *Question d'économie de la santé*, 161, Janvier 2011.
- [32] Haut Conseil pour l'Avenir de l'Assurance Maladie (HCAAM). Vieillesse, longévité et assurance maladie. *Note adoptée le 22 avril 2010*, 2010.
- [33] **H. Theil**. *Economics and Information Theory*. North-Holland Publishing Company, Amsterdam, 1967.
- [34] **M. To**. Cmu-c et refus de soins. *Regards croisés sur l'économie*, 5 : 110-111, 2009.
- [35] **J. Wittwer**. L'assurance maladie en France face au vieillissement de la population. *Note TDTE n° 39*, 2014.
- [36] **S. Yitzhaki**. On an extension of the gini inequality index. *International Economic Review*, 24 : 617-628, 1983.



