



HAL
open science

Assurance et accès aux soins des personnes à bas revenus en France : trois essais en économie de la santé

Cécile Gayet

► **To cite this version:**

Cécile Gayet. Assurance et accès aux soins des personnes à bas revenus en France : trois essais en économie de la santé. Economies et finances. Université Paris sciences et lettres, 2022. Français. NNT : 2022UPSLD063 . tel-04167125

HAL Id: tel-04167125

<https://theses.hal.science/tel-04167125>

Submitted on 20 Jul 2023

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

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



THÈSE DE DOCTORAT

DE L'UNIVERSITÉ PSL

Préparée à Université Paris-Dauphine

Assurance et accès aux soins des personnes à bas revenus en France : trois essais en économie de la santé

Soutenue par

Cécile GAYET

Le 16 décembre 2022

École doctorale n°ED 543

SDOSE

Spécialité

Sciences économiques

Composition du jury :

Éric BONSANG Professeur des Universités, Université Paris Dauphine - PSL	<i>Examineur</i>
Marianne CORNU-PAUCHET Directrice, Fonds CMU	<i>Examinatrice</i>
Brigitte DORMONT Professeure des Universités, Université Paris Dauphine - PSL	<i>Directrice de thèse</i>
Florence JUSOT Professeure des Universités, Université Paris Dauphine - PSL	<i>Présidente du jury</i>
Karine LAMIRAUD Professeure, ESSEC Business School	<i>Rapporteure</i>
Alain PARAPONARIS Professeur des Universités, Université d'Aix-Marseille	<i>Rapporteur</i>
Denis RAYNAUD Directeur, IRDES	<i>Examineur</i>

L'Université Paris Dauphine - PSL n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions mises dans les thèses; ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

Remerciements

Mes premiers remerciements s'adressent très sincèrement à celle qui a encadré cette thèse, Brigitte Dormont. Je lui suis très reconnaissante pour son aide exceptionnelle et son soutien tout au long de la réalisation de ce travail. Toutes ces années, elle m'a généreusement partagé son expérience de la recherche et ses nombreuses compétences scientifiques, toujours avec une grande pédagogie. Et tous nos échanges m'ont apporté bien plus que seulement sur le plan académique. Merci Brigitte de m'avoir montré tout l'intérêt social de la recherche en économie de la santé, quand nous les chercheur · euse · s nous assurons qu'elle soit entendue par les pouvoirs publics. Avoir été encadrée par une personne qui oriente ses travaux dans cette optique a été pour moi une réelle source d'inspiration qui j'en suis sûre, était nécessaire à l'aboutissement de cette thèse. Ce fut un honneur de travailler à tes côtés. Merci infiniment.

Merci à tous les membres de mon jury pour l'intérêt qu'ils témoignent à mon travail en acceptant de lire ce manuscrit, Alain Paraponaris et Karine Lamiraud en tant que rapporteur · e · s et Éric Bonsang, Marianne Cornu-Pauchet, Florence Jusot et Denis Raynaud en tant qu'examineur · e · s. Je suis impatiente d'entendre vos commentaires qui contribueront grandement à l'améliorer encore.

Un grand merci à Anne-Laure Samson et Éric Bonsang pour leurs encouragements et leurs remarques judicieuses lors des comités de suivi de thèse. Je pense aussi à toute la grande famille des économistes de la santé, notamment les chercheur · euse · s du Laboratoire d'économie et de gestion des organisations de santé (LEGOS) que je remercie vivement pour tous leurs commentaires très constructifs reçus lors des conférences et séminaires auxquels j'ai eu la chance de participer.

Je suis extrêmement reconnaissante envers tous les membres de l'équipe du Fonds de financement de la couverture maladie universelle, Catherine, Fatima, Frédéric, Gwënaelle, Laëtitia, Mahé, Marianne, Maryline, Philippe, Sara, Stéphane et Vanessa, de m'avoir toujours si bien accueillie parmi eux. Grâce à vous, j'ai pu mieux mesurer toute la réalité des inégalités d'accès à la santé. Merci pour ce regard différent que vous avez porté sur mes travaux.

Merci à mon professeur, Jean-Michel Josselin, de m'avoir il y a quelques années de ça mise sur la voie de l'économie de santé. Et à Clémence Bussière, qui m'y a définitivement entraînée en me prouvant, lors de mon passage à la fondation MGEN, que faire de la recherche en économie de la santé n'empêchait en rien de s'amuser !

Je remercie profondément les doctorant · e · s et ancien · ne · s doctorant · e · s du Laboratoire d'économie de Dauphine (LEDa) pour leur soutien tout au long de cette aventure éprouvante qu'est de rédiger une thèse. À Benoît, mon ami depuis les bancs de la fac de Rennes, co-auteur et paravent de voyage à vélo ! Merci pour la magnifique expérience de recherche qu'a été d'écrire un papier tous les deux. Merci à Adèle, pour sa générosité et pour son amitié sans laquelle je n'aurais pas pu arriver au bout de ce travail ! Merci à Arthur, pour ses histoires invraisemblables

et le soutien moral qu'il m'a toujours généreusement apporté. Merci à Cédric et Julien, pour leur écoute et leur bonne humeur à toute heure de la journée ou de la nuit bien sûr ! Merci à Doriane, pour son enthousiasme, sa disponibilité et ses remarques toujours très pertinentes sur mes travaux. Merci à Aimée, Christian et Yohan, pour leur aide sur le plan scientifique comme psychologique toutes ces années ! Merci à Alexis G., Chloé, Côme, Ines, Paul et tou · te · s celles et ceux qui ont contribué à la joie et l'entraide qui règnent dans le bureau C104-gauche. Enfin merci à Alexis D., Anne, Anthonin, Antoine, António, Charles-Thierry, Charlotte, Clara, Coline, Eléonore, Emy, Eugénie, Fatou, Léopold, Leslie, Mathilde, Matteo, Morgan, Noémie, Paul-Emile, Pauline, Raphaël et tou · te · s celles et ceux que j'aurais pu oublier.

Merci à mes précieuses et précieux colocs, Alberto, Alex, Elsa, Federico, Felix, JB, Johanna, Justine, Marine, Maxime, Oualid, Robin, Rodrigue et Sidonie, qui ont joyeusement animé ma vie ces dernières années. Cette thèse ne serait pas ce qu'elle est sans votre soutien quotidien et sans tous ces moments musicaux, culinaires, sportifs ou autour d'autres passe-temps loufoques en votre compagnie. Merci de tout cœur d'avoir si souvent donné du sens à mes recherches, vous qui portez tant de convictions !

À mes chère · s ami · e · s, drôles, généreux · euses et inspirant · e · s à la fois ! Merci pour tous les merveilleux moments que nous avons partagés. Vos encouragements ont toujours été d'un grand réconfort. Merci à Anyssia, Flora et Jeremy, que j'espère toujours avoir à mes côtés. Merci à Lucile dont le soutien ne s'est jamais arrêté malgré les milliers de kilomètres qui nous ont séparées ces dernières années. Et merci à tous les autres camarades parisien · ne · s, renaiss · es, bordelais · es, charentais · es... qui d'un peu plus loin ont aussi contribué à cette thèse, Adèle, Antoine, Aude, Brian, Camille, Coline, Dédé, Dorine, Joséphine, Juliette, Kevin, Léo B., Léo M., Lucie, Maéva, Manon, Marion, Paul, Pauline, Pierre, Pierrette, Quentin, Rachel, Raphaël, Salia et Suzon.

Mes derniers remerciements, et non des moindres, s'adressent à tous les membres de ma famille. Je leur suis infiniment reconnaissante pour leur présence et leur affection indispensables à l'aboutissement de ce travail. À mes parents, pour leur simplicité, leur curiosité et leur générosité qui ont guidé bien plus que cette thèse. Merci à vous d'être tels que vous êtes. Merci à mon grand frère, qui me donne la certitude que je pourrai toujours compter sur lui. Merci à François, Hélène et Rémi, d'aussi bien participer à maintenir le lien qui nous unit. Merci à ma mamie, qui ne manque jamais de me faire rire et de m'encourager. Enfin merci à mes cousins, cousines, oncles, tantes pour l'intérêt qu'ils ont toujours porté à mon travail. Je garde précieusement tous les moments familiaux auprès de vous.

À vous tou · te · s qui de près ou de loin avez contribué à cette thèse, merci pour tout.

Cécile

Table des matières

Remerciements	iii
Table des matières	ix
Liste des tableaux	xiii
Liste des figures	xvi
Introduction générale	3
1 Le système de protection sociale contre le risque maladie en France	5
1.1 Quels principes de solidarité fondent notre système de protection contre le risque maladie?	5
1.2 Les différents dispositifs d'assistance visant à protéger du risque maladie .	7
1.3 Les limites d'un système qui repose sur une logique d'assistance pour garantir une protection universelle contre le risque maladie	9
2 L'objectif d'accès aux soins pour tous en France : état des lieux et enjeux pour la politique publique	12
2.1 Inégalités sociales de santé et d'utilisation des soins	12
2.2 Comment garantir un accès aux soins à tous?	13
3 L'objet de la thèse	21
3.1 Chapitre 1 : Cost-shifting or demand inducing : How do French physicians react to the ban on balance billing for poor patients?	21
3.2 Chapitre 2 : Les bénéficiaires de la CMU-C ont-ils des préférences et des anticipations différentes des autres assurés?	23
3.3 Chapitre 3 : Les personnes âgées à bas revenu sont-elles prêtes à payer plus pour continuer de bénéficier d'une complémentaire santé?	26
3.4 Les données mobilisées dans cette thèse	28
Bibliographie	30
I Cost-shifting or demand inducing : How do French physicians react to the ban on balance billing for poor patients ?	40
1 Introduction	43

2	The French regulation of prices for physicians and dentists	45
3	Literature	46
4	Data	47
5	Descriptive analysis	48
6	Empirical strategy	51
7	Results	54
	7.1 Physician propensity to accept poor patients	54
	7.2 Impact on prices of accepting poor patients	55
	7.3 Impact of accepting poor patients on the volume of care provided	58
	7.4 Robustness checks	61
8	Conclusion	61
	Bibliography	62
	Appendix	65

II Les bénéficiaires de la CMU-C ont-ils des préférences et des anticipations différentes des autres assurés ? **76**

1	Introduction	79
2	La couverture maladie universelle complémentaire	82
3	L'enquête <i>Valeur de la santé</i>	83
	3.1 Mesure du niveau de vie	84
	3.2 Mesure de l'état de santé	84
	3.3 Mesure du recours aux soins	85
	3.4 Mesure des anticipations de niveau de vie et d'état de santé	85
	3.5 Mesure des préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie	86
4	Statistiques descriptives	90
	4.1 Une situation socio-économique inférieure	91
	4.2 Un état de santé "objectif" et perçu plus bas	92
	4.3 Des anticipations de niveau de vie et d'état de santé inférieures	93
	4.4 Des dispositions à payer pour être en bonne santé inférieures	94
5	Analyse des déterminants des perceptions, des anticipations et des préférences	94
	5.1 Perceptions et anticipations	94
	5.2 Préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie	103
6	Analyse des comportements de recours aux soins	110
	6.1 Modèle	110
	6.2 Résultats	111
7	Conclusion	116

Bibliographie	120
Annexes	125

III Les personnes âgées à bas revenu sont-elles prêtes à payer plus pour continuer de bénéficier d'une complémentaire santé ?	134
1 Introduction	137
2 La réforme de la complémentaire santé solidaire	140
2.1 La couverture maladie universelle complémentaire	140
2.2 L'aide à l'acquisition d'une complémentaire santé	140
2.3 La réforme de la complémentaire santé solidaire	141
2.4 Le 100% santé	142
3 Comment la réforme de la complémentaire santé solidaire peut-elle affecter la demande d'assurance santé complémentaire?	143
4 Données mobilisées	145
4.1 Le Système National des Données de Santé	145
4.2 Champ de l'analyse	146
4.3 Définition des variables	146
4.4 Statistiques descriptives	148
5 Stratégie empirique	153
5.1 Régression par les moindres carrés ordinaires	153
5.2 Régression par discontinuité	155
6 Résultats	160
6.1 Résultats par les moindres carrés ordinaires	160
6.2 Résultats des régressions par discontinuité	168
6.3 Tests de robustesse	168
7 Conclusion	170
Bibliographie	173
Annexes	178

Conclusion générale	200
----------------------------	------------

Liste des tableaux

Chapitre I	41
1 Descriptive statistics	50
2 Propensity to accept CMUC patients (first stage)	55
3 Impact on prices of accepting CMUC patients	57
4 Impact of accepting CMUC patients on volume of care provided	60
A1 Impact on prices of accepting CMUC patients for physicians with low or moderate activity	65
A2 Propensity to accept CMUC patients (first stage) - subsample : doctors who chose their location before 2000	66
A3 Impact on prices of accepting CMUC patients - subsample : doctors who chose their location before 2000	67
A4 Impact of accepting CMUC patients on volume of care provided - subsample : doctors who chose their location before 2000	68
A5 Impact on prices of accepting CMUC patients for physicians with low or moderate activity - subsample : doctors who chose their location before 2000	69
A6 Propensity to accept CMUC patients (first stage) - subsample : without observations of wave 2014	70
A7 Impact on prices of accepting CMUC patients - subsample : without observations of wave 2014	71
A8 Impact of accepting CMUC patients on volume of care provided - subsample : without observations of wave 2014	72
A9 Impact on prices of accepting CMUC patients for physicians with low or moderate activity - subsample : without observations of wave 2014	73
Chapitre II	77
1 La disposition à payer pour être en bonne santé : vrais et faux zéros	89
2 Statistiques descriptives	91

3	Analyse des perceptions de l'état de santé	97
4	Analyse des anticipations de niveau de vie	100
5	Analyse des anticipations d'état de santé	101
6	Analyse des préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie - première étape (<i>probit</i>)	107
7	Analyse des préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie - deuxième étape (<i>two part model</i>)	108
8	Analyse du recours au généraliste	112
9	Analyse du recours au spécialiste	113
10	Analyse du recours au dentiste	114
A1	Statistiques descriptives II	126
A2	Analyse des perceptions et des anticipations au sein du premier quartile de la distribution du niveau de vie	127
A3	Analyse des anticipations de niveau de vie bas - par horizon temporel I	128
A4	Analyse des anticipations de niveau de vie bas - par horizon temporel II	129
A5	Analyse des préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie au sein du premier quartile de la distribution du niveau de vie	130
A6	Analyse des préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie - anticipations de niveau de vie par horizon temporel I	131
A7	Analyse des préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie - anticipations de niveau de vie par horizon temporel II	132
Chapitre III		135
1	Statistiques descriptives	148
2	Résultats des estimations de l'équation 1	160
3	Résultats des estimations de l'équation 2	162
4	Résultats des estimations de l'équation 1 - avec interaction entre $Prime^+$ et le 1^{er} quintile de la distribution des dépenses de santé passées	163
5	Résultats des estimations de l'équation 2 - avec interaction entre $\Delta prime$ et le 1^{er} quintile de la distribution des dépenses de santé passées	164
6	Résultats des estimations de l'équation 1 - avec interaction entre $Prime^+$ et le statut ALD	166
7	Résultats des estimations de l'équation 2 - avec interaction entre $\Delta prime$ et le statut ALD	167

A1	Garanties couvertes par les contrats ACS qui sont proposées par les 11 groupements d'organismes complémentaires	178
A2	Hétérogénéité des garanties couvertes par les contrats ACS par groupement d'organismes complémentaires	179
A3	Résultats des estimations de l'équation 1 - avec interaction entre $Prime^+$ et le sexe	182
A4	Résultats des estimations de l'équation 2 - avec interaction entre $\Delta prime$ et le sexe	183
A5	Résultats des estimations de l'équation 1 - avec interaction entre $Prime^+$ et les catégories d'âge	184
A6	Résultats des estimations de l'équation 2 - avec interaction entre $\Delta prime$ et les catégories d'âge	185
A7	Résultats des estimations de l'équation 1 - selon le délai de transition considéré après la fin du contrat ACS - contrat A	186
A8	Résultats des estimations de l'équation 1 - selon le délai de transition considéré après la fin du contrat ACS - contrat B	187
A9	Résultats des estimations de l'équation 1 - selon le délai de transition considéré après la fin du contrat ACS - contrat C	188
A10	Résultats des estimations de l'équation 2 - selon le délai de transition considéré après la fin du contrat ACS - contrat A	189
A11	Résultats des estimations de l'équation 2 - selon le délai de transition considéré après la fin du contrat ACS - contrat B	190
A12	Résultats des estimations de l'équation 2 - selon le délai de transition considéré après la fin du contrat ACS - contrat C	191
A13	Analyse de l'impact de $Prime^+$ sur la probabilité de transition de l'ACS vers la CSS-P - régression par discontinuité	193
A14	Analyse de l'impact de $\Delta prime$ sur la probabilité de transition de l'ACS vers la CSS-P - régression par discontinuité	193
A15	Tests de falsification pour la régression par discontinuité dans le cadre de la <i>local randomization</i>	194
A16	Tests de falsification pour la régression par discontinuité dans le cadre de la <i>continuity based approach</i>	196

Table des figures

Chapitre II	77
A1 Grille d'élicitation des probabilités jointes de niveau de vie et d'état de santé . . .	125
Chapitre III	135
1 Niveau de prime par âge - complémentaire santé solidaire avec participation financière	143
2 Part de bénéficiaires d'un contrat ACS qui payent une prime plus élevée en transitant de l'ACS vers la CSS-P et variation annuelle de prime en transitant vers la CSS-P - par âge et par type de contrat ACS	150
3 Probabilité de transition vers la CSS-P sous trois mois selon les variations de prime - par type de contrat ACS	152
4 Probabilité de payer une prime plus élevée en transitant de l'ACS vers la CSS-P autour de 71 ans - par type de contrat ACS (<i>local randomization</i>)	156
5 Variation moyenne du montant de prime si transition de l'ACS vers la CSS-P autour de 71 ans - par type de contrat ACS	158
6 Coefficients estimés pour la variable $Prime^+$ dans l'équation 1 - selon le délai de transition considéré après la fin du contrat ACS	169
7 Coefficients estimés pour les variables $\Delta prime^+$ et $\Delta prime^-$ dans l'équation 2 - selon le délai de transition considéré après la fin du contrat ACS	170
A1 Revenu d'éligibilité aux différents dispositifs publics subventionnant l'accès à la complémentaire santé en 2019	178
A2 Montant de prime et reste à payer des bénéficiaires ACS selon leur âge et leur niveau de contrat A, B ou C	179
A3 Part de bénéficiaires d'un contrat ACS qui payent une prime plus élevée en transitant de l'ACS vers la CSS-P et variation annuelle de prime en transitant vers la CSS-P - par groupement d'organismes complémentaires et par type de contrat ACS	180

A4	Part de bénéficiaires de l'ACS ayant transité vers la CSS-P entre 3 jours et 6 mois après la fin de leur contrat ACS	181
A5	Probabilité de transition de l'ACS vers la CSS-P autour de 71 ans - par type de contrat ACS (<i>local randomization</i>)	192
A6	Probabilité de transition de l'ACS vers la CSS-P autour de 71 ans - par type de contrat ACS (<i>continuity based approach</i>)	192
A7	Probabilité de bénéficier d'au moins une ALD autour de 71 ans - par type de contrat ACS (<i>local randomization</i>)	194
A8	Probabilité de bénéficier de l'AAH autour de 71 ans - par type de contrat ACS (<i>local randomization</i>)	195
A9	Dépenses de santé en 2019 autour de 71 ans - par type de contrat ACS (<i>local randomization</i>)	195
A10	Probabilité d'être une femme autour de 71 ans - par type de contrat ACS (<i>local randomization</i>)	196
A11	Probabilité de bénéficier d'au moins une ALD autour de 71 ans - par type de contrat ACS (<i>continuity based approach</i>)	197
A12	Probabilité de bénéficier de l'AAH autour de 71 ans - par type de contrat ACS (<i>continuity based approach</i>)	197
A13	Dépenses totales de santé autour de 71 ans - par type de contrat ACS (<i>continuity based approach</i>)	198
A14	Probabilité d'être une femme autour de 71 ans - par type de contrat ACS (<i>continuity based approach</i>)	198

Introduction générale

Table des matières de l'introduction générale

1	Le système de protection sociale contre le risque maladie en France	5
1.1	Quels principes de solidarité fondent notre système de protection contre le risque maladie?	5
1.2	Les différents dispositifs d'assistance visant à protéger du risque maladie .	7
1.3	Les limites d'un système qui repose sur une logique d'assistance pour garantir une protection universelle contre le risque maladie	9
2	L'objectif d'accès aux soins pour tous en France : état des lieux et enjeux pour la politique publique	12
2.1	Inégalités sociales de santé et d'utilisation des soins	12
2.2	Comment garantir un accès aux soins à tous?	13
3	L'objet de la thèse	21
3.1	Chapitre 1 : Cost-shifting or demand inducing : How do French physicians react to the ban on balance billing for poor patients?	21
3.2	Chapitre 2 : Les bénéficiaires de la CMU-C ont-ils des préférences et des anticipations différentes des autres assurés?	23
3.3	Chapitre 3 : Les personnes âgées à bas revenu sont-elles prêtes à payer plus pour continuer de bénéficier d'une complémentaire santé?	26
3.4	Les données mobilisées dans cette thèse	28
	Bibliographie	30

Depuis la création de la sécurité sociale en 1945 en France, le système d'assurance maladie obligatoire ne couvre qu'une partie des soins, même de ceux considérés comme essentiels. La partie du coût qui n'est pas prise en charge par la solidarité nationale (i.e. le ticket modérateur) peut être couverte par des organismes complémentaires privés¹. L'existence de ce ticket modérateur, conjugué à l'absence d'un plafond annuel de dépenses de santé à partir duquel la collectivité couvrirait à 100% tous les frais médicaux d'un individu, laisse historiquement une place importante aux assurances complémentaires privées dans le remboursement des frais de santé et affaiblit la protection contre le risque maladie qui pèse sur tous les membres de la société [40, 39, 6]. Dans un double objectif d'amélioration de la protection du risque maladie des plus démunis et de maîtrise des dépenses sociales de santé, le système d'assurance maladie a évolué en introduisant une part d'assistance, à savoir une prestation sous conditions de ressources qui consiste en une couverture du ticket modérateur pour la partie la plus défavorisée de la population.

Cette thèse explore différentes limites que présente un tel système de protection sociale contre le risque maladie. Plus précisément, elle s'intéresse à l'accès aux soins et à la couverture maladie des personnes démunies en France (en ciblant les bénéficiaires des dispositifs d'assistance de la couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C), de l'aide à l'acquisition d'une complémentaire santé (ACS) et de la complémentaire santé solidaire (CSS)). L'approche utilisée est résolument empirique : nous appliquons des analyses économétriques sur données individuelles pour aborder trois questions dans chacun des trois chapitres : (i) L'interdiction de facturer des dépassements d'honoraires aux bénéficiaires de la CMU-C entraîne-t-elle un manque à gagner significatif pour les médecins qui pourrait motiver les refus de soins observés dans les études de testing ? (ii) Les bénéficiaires de la CMU-C ont-ils des préférences, anticipations et perceptions différentes des autres assurés sociaux, et ces différences pourraient-elles expliquer des spécificités dans leur recours aux soins ? (iii) La réforme de la CSS, qui a imposé un seul contrat très couvrant, aux assurés justes au-dessus du seuil d'éligibilité à la CSS gratuite, a-t-elle nuit à la couverture de la population ciblée ?

Dans ce qui suit, j'introduis les questions abordées dans cette thèse en commençant par décrire le système de protection sociale contre le risque maladie français, puis j'expose les

1. On parle d'assurances complémentaires parce qu'elles interviennent dans le remboursement du même panier de soins que l'assurance maladie obligatoire. Cette architecture du système de soin correspond à un système mixte. Quand les assurances privées couvrent des soins qui ne sont pas pris en charge par l'assurance maladie obligatoire, on parle d'assurance supplémentaire.

enjeux actuels d'accès aux soins qu'il induit, avant de présenter plus précisément chacun des chapitres.

1 Le système de protection sociale contre le risque maladie en France

Le système de protection contre le risque maladie vise à réduire les conséquences financières de la maladie en permettant à chacun de faire face à ses frais de santé lors de la survenue d'une maladie. La poursuite de cet objectif correspond à la volonté de garantir un accès aux soins essentiels (ou de base) à tous les membres de la société et passe nécessairement par un partage des risques maladie à l'échelle de la population. En France, le système d'assurance maladie relève à la fois de l'assurance maladie obligatoire (aussi appelée l'assurance sociale) et de l'assurance maladie complémentaire. Les assurances complémentaires remboursent le ticket modérateur sur la base des tarifs opposables fixés par les conventions médicales quand les tarifs sont réglementés et d'éventuels dépassements d'honoraires au-delà du tarif opposable quand les tarifs sont libres. Du côté de l'offre de soins, les médecins libéraux sont rémunérés à l'acte sur la base des tarifs opposables. Depuis la création du secteur 2 (i.e. le secteur "à honoraires libres") en 1980, les médecins qui exercent dans ce secteur sont en droit de facturer des dépassements d'honoraires. Les dentistes libéraux sont tous autorisés à pratiquer des tarifs qui dépassent le tarif opposable mais uniquement sur les soins prothétiques. On parle de "liberté tarifaire".

1.1 Quels principes de solidarité fondent notre système de protection contre le risque maladie ?

La prise en charge des dépenses de santé par l'assurance maladie obligatoire établit une protection universelle contre le risque maladie. Depuis la mise en place de la Protection maladie universelle (PUMa) le 1^{er} janvier 2016, le critère d'universalité correspond à un critère de résidence : toute personne qui travaille ou réside en France adhère et bénéficie de l'assurance maladie obligatoire. Parce que chacun contribue à l'assurance maladie obligatoire "selon ses moyens" et en bénéficie "selon ses besoins", le financement de l'assurance maladie obligatoire se caractérise par le respect de deux principes de solidarité nationale. Le premier principe, dit de solidarité "verticale", implique une contribution au système de soins qui augmente avec le revenu². Le second principe, dit de solidarité "horizontale",

2. Le financement de l'assurance maladie obligatoire est en majeure partie basé sur des cotisations assises sur les salaires. En 2017, il est très légèrement progressif [53].

signifie que les cotisations des malades, qui reçoivent plus de soins, ne sont pas plus élevées que celles des biens portants.

Si par son caractère universel, l'assurance maladie obligatoire couvre tous les assurés, elle ne prend en charge que 79.8% des frais médicaux (de la consommation de soins et de biens médicaux (CSBM)) en 2020, 12.3% étant financée par les régimes complémentaires, 6.5% directement par les ménages et 1.4% par l'État au titre des programmes subventionnés [43].

Pour se prémunir contre le risque maladie, qui n'est que partiellement couvert par la solidarité nationale, les personnes qui ne bénéficient pas d'une assurance complémentaire collective comme un élément attaché à la rémunération de leur travail³ peuvent volontairement souscrire une assurance complémentaire sur le marché individuel. La couverture des frais de santé par les assurances complémentaires, qui sont offertes par des organismes privés à but lucratif ou non lucratif, suit des principes de solidarité très différents de ceux qui fondent l'assurance maladie obligatoire. Premièrement, les couvertures complémentaires individuelles sont essentiellement tarifées à l'âge, déterminant indéniable du risque maladie, et le plus souvent indépendamment de la capacité contributive des assurés. Deuxièmement, sur le marché individuel, les personnes en meilleure santé (et/ou faiblement averses au risque financier associé au fait d'être malade) peuvent choisir de ne pas s'assurer et sont libres de souscrire des contrats moins chers offrant des niveaux de garanties moins élevés. Ce phénomène dit "d'anti-sélection", tel qu'il a été formalisé par Rothschild et Stiglitz en 1976 [86] réduit aussi la mutualisation des risques entre malades et biens portants en la limitant aux adhérents d'un même contrat. Enfin, cette mutualisation du risque maladie s'est aussi vu restreinte par la mise en place de l'accord national interprofessionnel (ANI) en 2016, qui a concentré les salariés du privé en meilleur état de santé que la population générale sur les contrats de complémentaire d'entreprise et les assurés aux besoins de soins les plus élevés, notamment les personnes en situation d'invalidité et les retraités, au sein des contrats individuels. Ces derniers devraient à l'évidence voir leurs primes d'assurance complémentaire augmenter [82]. Finalement les prestations individuelles reçues des assurances complémentaires dépendent du niveau de qualité du contrat souscrit et non seulement des besoins.

3. Depuis la mise en application de l'accord national interprofessionnel (ANI) le 1^{er} janvier 2016, tous les salariés du secteur privé disposent d'une complémentaire santé qui est financé au moins à 50% par leur employeur. De la même manière, tous les fonctionnaires devront progressivement adhérer à une complémentaire collective dans les années à venir.

Depuis la mise en place de la couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) le 1^{er} janvier 2000, le système de soins assure néanmoins une solidarité verticale restreinte aux personnes en bas de l'échelle des revenus : les personnes dont les ressources ne dépassent pas un certain seuil peuvent bénéficier d'une complémentaire santé publique sans contributions financières. Puis à partir de 2005, a été créé l'aide à l'acquisition d'une complémentaire santé (ACS) qui subventionne l'achat d'une complémentaire santé privée pour les personnes vivant justes au-dessus du seuil de la CMU-C. Enfin depuis le 1^{er} novembre 2019, la complémentaire santé solidaire (CSS) a remplacé la CMU-C et l'ACS en donnant accès, toujours sous conditions de ressources, à une complémentaire santé gratuite ou à un tarif inférieur à celui du marché. C'est donc par une logique d'assistance que le législateur a choisi de lutter contre les inégalités sociales d'accès à l'assurance complémentaire qui affaiblissent la protection contre le risque maladie. Les dispositifs d'assistance sont accordés gratuitement aux personnes dont les ressources sont jugées insuffisantes et souvent financés par les prélèvements obligatoires. Dans le cas de la CMU-C, l'ACS et la CSS, la solidarité passe par la taxe de solidarité additionnelle qui finance les trois dispositifs à laquelle sont soumis les contrats d'assurances complémentaires privés.

1.2 Les différents dispositifs d'assistance visant à protéger du risque maladie

Le dispositif de la couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) ouvre l'accès à une assurance santé complémentaire gratuite pour les personnes dont les ressources sont inférieures à un certain plafond. Le seuil d'éligibilité correspond à 746€ pour une personne seule en France métropolitaine en 2019 soit un revenu qui n'excède pas 68% du seuil de pauvreté⁴. En octobre 2019, la CMU-C donne accès à une complémentaire santé à 5.78 millions d'assurés [31]. Les bénéficiaires du dispositif ont une couverture totale de leurs frais de santé grâce à la prise en charge du ticket modérateur sur l'ensemble des soins en ville ou à l'hôpital⁵ et sont dispensés de toute avance de frais (i.e. ils bénéficient du " tiers payant "). Les médecins conventionnés ont interdiction de leur facturer des dépassements d'honoraires. Le dispositif rembourse entièrement un panier de soins prothétiques dentaires, de matériels d'audiologie et d'équipements d'optique, traditionnellement peu couverts par l'assurance maladie obligatoire. Les bénéficiaires de la CMU-C

4. L'éligibilité à la CMU-C se fait à l'échelle du ménage. C'est aussi le cas pour l'ACS et la CSS.

5. Le dispositif prend aussi en charge les participations forfaitaires sur les consultations médicales, les franchises médicales et le forfait journalier hospitalier à l'hôpital ou en séjour psychiatrique.

ont la possibilité pour la gestion de leur contrat de choisir un organisme complémentaire privé partenaire du dispositif ou une caisse primaire d'assurance maladie.

Le dispositif d'aide à l'acquisition d'une complémentaire santé (ACS) subventionne l'accès à une complémentaire privée pour les assurés qui se trouvent justes au-dessus du seuil de la CMU-C⁶. Les bénéficiaires de l'ACS reçoivent un chèque d'un montant qui varie selon leur âge⁷ à utiliser lors de la souscription d'une assurance complémentaire chez un organisme complémentaire privé. Depuis la création de l'ACS, les garanties offertes ont peu à peu évoluées pour les rapprocher de plus en plus de celles de la CMU-C : interdiction de facturer des dépassements d'honoraires aux bénéficiaires de l'ACS (2013), tiers payant et exonération des franchises médicales et de la participation forfaitaire sur les consultations médicales (2015), introduction des tarifs plafonnés pour un panier de soins prothétiques dentaires dont le niveau de couverture varie avec le contrat souscrit (2017). Une réforme importante a aussi simplifié le marché de la complémentaire pour les bénéficiaires de l'ACS : depuis 2015, les assurés ont le choix entre trois types de contrats sur le marché individuel de la complémentaire santé avec leur chèque ACS (contrats de type "A", "B" ou "C" par ordre de garanties croissantes). Tous les contrats ACS couvrent l'intégralité des soins de ville et hospitaliers, mais les remboursements pour les soins prothétiques dentaires, les matériels d'audiologie et les équipements d'optique dépendent du niveau de contrat choisi. En octobre 2019, 1.30 millions d'assurés ont souscrits un contrat ACS [31].

Dans un double objectif de généralisation du recours à la complémentaire santé et d'augmentation du niveau de couverture de tous les assurés, la réforme de la complémentaire santé solidaire (CSS) vient depuis le 1^{er} novembre 2019 simplifier le paysage des dispositifs d'assistance contre le risque maladie en France. Les assurés précédemment éligibles à la CMU-C et à l'ACS deviennent éligibles au dispositif de la complémentaire santé solidaire (CSS). La réforme est presque neutre pour les anciens bénéficiaires de la CMU-C qui bénéficient toujours d'une complémentaire santé gratuite offrant les mêmes garanties que la CMU-C⁸. En revanche, la réforme affecte les assurés anciennement bénéficiaires de

6. Sont éligibles les personnes dont le revenu est compris entre 100% et 135% du seuil d'éligibilité de la CMU-C soit un revenu mensuel compris entre 746€ et 1007€ pour une personne seule vivant en France métropolitaine en 2019.

7. Le montant annuel du chèque est égal à 100€ pour les personnes de moins de 15 ans, à 200€ pour les 16 à 49 ans, à 350€ pour les 50 à 59 ans et 550€ pour les 60 ans et plus.

8. À ceci près que le panier de soins couvert par la CSS est élargi à celui du "100% Santé". La réforme du 100% Santé vise à augmenter l'accès financier à des soins très peu remboursés par l'assurance maladie obligatoire en proposant un panier de soins prothétiques dentaires, de matériels d'audiologie et d'équipements d'optique entièrement pris en charge par la conjugaison des remboursements de l'assurance maladie obligatoire et des contrats de complémentaire responsables.

l'ACS et maintenant éligibles à la CSS dans sa partie payante qui ne peuvent désormais souscrire un seul type de contrat au lieu des trois proposés jusque là ("A", "B" ou "C"). Ce contrat, plus couvrant que les contrats ACS, offre les mêmes garanties que la CSS dans sa partie gratuite. La participation financière des assurés pour bénéficier de la CSS payante augmente avec l'âge⁹. Tout comme les bénéficiaires de la CMU-C, les titulaires de contrats CSS gratuits peuvent choisir comme organisme gestionnaire un organisme complémentaire partenaire du dispositif mais aussi la caisse primaire d'assurance maladie. Opter pour l'assurance maladie est désormais possible pour les titulaires d'un contrat CSS avec participation financière ce qui n'était pas le cas dans le cadre du dispositif de l'ACS. En mai 2022, 7.19 millions d'assurés sont titulaires d'un contrat CSS avec ou sans participation financière [31].

1.3 Les limites d'un système qui repose sur une logique d'assistance pour garantir une protection universelle contre le risque maladie

Malgré l'existence des dispositifs présentés plus haut, le bénéfice d'une assurance complémentaire privée et le niveau de garantie de cette dernière restent très associés à la situation financière individuelle et au statut sur le marché du travail [87, 56, 66, 81, 83, 53]. En 2019, seulement 3.5% de la population française ne dispose pas de complémentaire santé, mais cette part montait à 17% pour la sous-population des bénéficiaires de minima sociaux fin 2018 [16, 83]. Ces chiffres traduisent d'importants phénomènes de non-recours aux dispositifs d'assistance contre le risque maladie, c'est-à-dire à une situation où une personne éligible à une prestation ne fait pas valoir ses droits pour en bénéficier. La Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES) estime en France métropolitaine un taux de non-recours à la CMU-C compris entre 32% et 44% des personnes éligibles en 2017 et un taux de non-recours à l'ACS compris entre 38% et 57% en 2018 [71, 42]. À moins de penser que ces non-recours sont l'expression d'un choix éclairés dictés par les préférences individuelles, ces chiffres montrent l'inefficacité des dispositifs d'assistance contre le risque maladie à généraliser le bénéfice d'une complémentaire santé à tous les assurés.

Au-delà des obstacles financiers supprimés par des couvertures accessibles sans contributions financières, le manque d'information et les coûts administratifs constituent les

9. Pour bénéficier de la CSS payante, les assurés de moins de 30 ans doivent s'acquitter d'une prime annuelle de 30€, de 30 à 50 ans d'une prime annuelle de 168€ de 50 à 60 ans d'une prime annuelle de 253€ de 60 à 70 ans d'une prime annuelle 300€ et à partir de 70 ans d'une prime annuelle de 360€.

principales difficultés d'accès aux dispositifs d'assistance. Les travaux sur les motifs de non-recours à la CMU-C ou à l'ACS soulignent l'importance des problèmes d'information dans l'explication des phénomènes de non-recours : certains assurés ignorent encore l'existence de ces dispositifs ou pensent à tort ne pas en être la cible¹⁰ [44, 59, 2]. Et même quand les assurés sont correctement informés, les personnes éligibles peuvent préférer ne pas participer aux dispositifs quand les coûts en temps et en argent à entreprendre les démarches sont jugés trop élevés au regard du bénéfice perçu [85]. Finalement, le recours augmente avec les besoins de soins anticipés [44, 59, 2] et avec la valeur accordée au fait d'être couvert par une assurance complémentaire santé : comme tout autre choix économique, la décision de recours à une assurance complémentaire, privée ou accordée par un dispositif d'assistance, peut être commandée par les préférences individuelles telles que l'aversion pour le risque financier associé au fait d'être malade ou l'importance accordée à la santé [63, 73]. Mais la complexité des démarches administratives et l'incertitude sur l'éligibilité découragent les assurés à entreprendre les démarches pour bénéficier des différentes aides notamment quand ils ont le sentiment que leurs difficultés financières ne seront que provisoires [44, 59, 2]. Ces non-recours montrent la conséquence du manque d'automatisme pour bénéficier des dispositifs d'assistance, ce n'est que depuis le 1^{er} janvier 2022 que la CSS sans participation financière est accordée automatiquement aux bénéficiaires du revenu de solidarité active (RSA).

Les phénomènes de non-recours peuvent aussi être alimentés par des coûts psychologiques issus des attitudes stigmatisantes¹¹ et des traitements discriminatoires que peuvent vivre les bénéficiaires de l'assistance [75, 70, 85]. En France, les bénéficiaires de la CMU-C et de l'ACS, sont parfois accusés de profiter de la gratuité des soins [36], ont plus de chance de se voir refuser des rendez-vous médicaux que les autres assurés [21, 35, 32] et sont reçus par un même généraliste sur des temps de consultations plus courts [10]. La littérature internationale a montré l'effet délétère des discriminations vécues ou anticipées des bénéficiaires de *Medicaid*, une assurance publique elle aussi gratuite et attribuée sous condition de ressources aux États-Unis, sur l'intégration de "stigmas sociaux" [93] et sur le report ou le renoncement aux soins [3]. On retrouve ces résultats pour les bénéficiaires de la CMU-C : en 2003, 1 bénéficiaire sur 5 déclare avoir déjà été gêné d'indiquer à un

10. Des travaux récents ont montré qu'en France les personnes à bas revenu ont tendance à surestimer leur position dans l'échelle des revenus [68].

11. La stigmatisation revient à conférer à une catégorie d'individus une identité sociale à part entière en lui attribuant des stéréotypes négatifs. Les "stigmas sociaux" correspondent à l'intégration par les bénéficiaires des dispositifs de l'assistance de cette stigmatisation, ils se caractérisent par un sentiment de honte et l'impression d'être moins bien considéré qu'une autre personne [75, 70].

professionnel de santé qu'il bénéficie de la CMU-C et 39% des bénéficiaires ayant été victimes d'un refus de soins disent ne pas avoir l'impression d'être considérés comme les autres patients dans leurs relations avec les professionnels de santé [8]. La stigmatisation associée au dispositif de la CMU-C et la crainte d'être moins bien traité par les offreurs de soins génèrent de l'inefficacité : elles atténuent l'estime de soi, réduisent le recours au dispositif et causent des phénomènes de renoncement qui éloignent les plus défavorisés du système de soins [33, 34, 44]. Les travaux sur le non-recours à l'ACS montrent aussi que le sentiment de honte d'être aidé pour acquérir une complémentaire santé et l'anticipation de traitements différents de la part des médecins s'ajoutent aux autres déterminants du non-recours au programme [2].

Il n'existe pas de seuil de revenu en dessous duquel une personne devrait explicitement être financièrement aidée pour se doter d'une complémentaire santé [15]. Le législateur fixe les seuils d'éligibilité en fonction du coût budgétaire du dispositif et de l'objectif d'accès aux soins. S'ils sont fixés trop bas, les seuils conduisent les personnes justes au-dessus du seuil à renoncer à s'assurer ou réduisent excessivement leurs dépenses privées, ce qui est très coûteux en termes de bien-être pour des assurés dont les ressources sont limitées. Cette limite des dispositifs d'assistance correspond à ce qu'on appelle les "effets seuils" injustes et néfastes à la poursuite de l'objectif d'accès financier à la complémentaire santé à tous les assurés. Par exemple dans le cas de la CSS (ex CMU-C), le seuil d'éligibilité pour accéder au dispositif gratuitement a été fixé par le législateur en-dessous du montant du minimum social à la retraite (l'Allocation de solidarité aux personnes âgées (ASPA)). Ce choix peut être particulièrement dangereux pour l'accès aux soins des retraités modestes *de facto* exclus du dispositif malgré une part de revenu attribuée aux dépenses de santé particulièrement élevée. En 2017, les dépenses de santé (primes assurances complémentaires hors chèque ACS + reste à charge sur les frais de santé) correspondent à 9.9% du revenu des retraités les 20% les plus modestes contre 3.9% du revenu des 20% les plus riches [53]. Ils ne peuvent par conséquent bénéficier de la CSS que dans sa partie payante, un dispositif dont les critères d'éligibilité sont aussi restreints à une population sous le seuil de pauvreté¹² et qui ne dispose pas nécessairement d'un revenu encore suffisant pour acheter une complémentaire santé même subventionnée¹³.

12. Soit entre 798€ et 1077€ de revenu mensuel pour une personne seule en France métropolitaine en date du 1^{er} juillet 2022.

13. Des travaux ont montré que le non-recours à l'ACS pouvait être lié à un reste à payer sur les primes d'assurances complémentaire encore trop élevé [60, 2]. En 2018, le montant annuel des cotisations après déduction du chèque ACS atteint environ 209€ par personne bénéficiaire : 111€ pour le contrat A, 193€ pour le contrat B et 280€ pour le contrat C [52]. Depuis 2019, le reste à payer pour bénéficier de la CSS est plafonné à 1€ par jour.

2 L'objectif d'accès aux soins pour tous en France : état des lieux et enjeux pour la politique publique

2.1 Inégalités sociales de santé et d'utilisation des soins

En 2019, la France a consacré 11.1% de son produit intérieur brut (PIB) à la santé¹⁴, ce qui la place bien au-dessus de la moyenne des pays de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) en termes de dépenses de santé [78]¹⁵. Pourtant si l'espérance de vie à la naissance en France est légèrement plus importante que la moyenne des pays de l'OCDE (82.9 ans contre 81.0 ans) [78], les inégalités sociales de santé y sont particulièrement élevées¹⁶. Les récents travaux de l'Institut national de la statistique et des études économiques (INSEE) indiquent de forts écarts d'espérance de vie selon le niveau de vie : avec une espérance de vie à la naissance de 71.7 ans, les 5% des hommes les plus pauvres vivent en moyenne 13 ans de moins que les 5% des hommes les plus riches. Cet écart est plus faible mais aussi présent chez les femmes : les 5% des femmes qui se trouvent au plus bas de la distribution des revenus vivent en moyenne jusqu'à 80 ans soit 8 ans de moins que les 5% des femmes qui se situent tout en haut de la distribution [7]. A ces inégalités de longévité s'ajoutent des inégalités d'état de santé durant la vie : les personnes en bas de l'échelle des revenus présentent plus souvent des difficultés fonctionnelles, des maladies chroniques ou des symptômes dépressifs et déclarent plus souvent être en mauvaise santé [27, 5]. Au-delà du niveau de vie, plusieurs études documentent des inégalités sociales de mortalité et de morbidité au désavantage des ouvriers et des personnes les moins éduquées [27, 18, 72]. Enfin les bénéficiaires de la CMU-C, dont les ressources financières sont logiquement plus faibles en raison des critères d'éligibilité du dispositif, présentent un moins bon état de santé que le reste de la population au même âge [94, 23].

A l'origine des inégalités de santé, on retrouve les facteurs sociaux comme les conditions de vie depuis l'enfance, les conditions de travail ou l'accès à l'éducation ; les facteurs de

14. Soit une dépense moyenne par habitant de 5 274\$.

15. Les dépenses totales de santé représentent 8.8% du PIB des pays de l'OCDE en 2019, soit une dépense moyenne par habitant de 4087\$.

16. Les inégalités sociales de santé se définissent comme des différences systématiques d'état de santé entre individus ou groupes d'individus pouvant être associées à des facteurs sociaux. On parle aussi de gradient social de la santé, les personnes en bas de l'échelle des revenus ou les moins éduquées présentant un plus mauvais état de santé que le reste de la population.

risque principalement le tabagisme, la consommation d'alcool, l'obésité et l'exposition à la pollution atmosphérique ; les caractéristiques du système de santé ou encore l'existence d'un "effet de sélection" provenant d'une relation inverse de la santé sur le statut social et le revenu [28, 25]. S'il est difficile de déterminer quel poids revient à chacun de ces facteurs dans l'explication des inégalités sociales de santé, tous interagissant et s'influençant mutuellement, il est aujourd'hui admis que la persistance de barrières d'accès aux soins contribue à minima à maintenir les inégalités sociales de santé existantes voire à les aggraver [25, 45, 5].

La littérature économique a aussi bien documenté l'existence en France et plus généralement en Europe d'un important gradient social dans l'utilisation des soins curatifs et préventifs [38, 65] : toutes choses égales par ailleurs, les personnes à bas revenu recourent moins au généraliste, au spécialiste, au dentiste et à la prévention que les personnes à revenu élevé. Parmi plus de 14 pays de l'OCDE, Devaux [38] montre à l'aide de données sur la période 2006-2009 que la France est à la 10^{ème} place (respectivement à la 14^{ème} place, la 13^{ème} place et la 13^{ème} place) en termes d'inégalités liées au revenu dans l'utilisation des soins généralistes (respectivement spécialistes, dentistes et de prévention¹⁷). Ces différences peuvent refléter des barrières d'accès aux soins plus importantes pour les assurés à bas revenu et/ou une hétérogénéité des préférences individuelles pour l'utilisation des soins ou la santé [51]. D'autres travaux montrent que les personnes à bas revenu perçoivent plus de barrières d'accès aux soins [26] et renoncent plus souvent à des soins [67]. Ces résultats ne permettent pas de réfuter l'existence de barrières à l'accès aux soins qui pèsent particulièrement sur les personnes à bas revenu en France.

2.2 Comment garantir un accès aux soins à tous ?

Selon le modèle de Grossman [58], les comportements de santé peuvent être décrits par le résultat d'un arbitrage entre les coûts, principalement monétaires et de temps, induits par ces derniers et leurs bénéfices en termes de restauration de la santé présente et/ou de maintien de la santé dans le futur. En pratique, le recours aux soins est donc un processus complexe : il est l'expression d'un besoin de soins perçu, et d'un recours aux soins rendu possible en l'absence d'obstacles financiers et grâce à une offre de soins accessible. Si l'objectif d'égal accès aux soins pour tous les membres de la société ne peut être atteint qu'une fois garanti un accès financier aux soins pour tous, les politiques publiques ne peuvent se restreindre à lutter contre les obstacles financiers à l'accès aux soins. Elles

17. Mesuré par le recours au dépistage du cancer du sein.

sont aussi chargées de promouvoir une offre de soins suffisante, accessible et disposée à recevoir tous les patients. Par ailleurs, l'étude d'une possible hétérogénéité des préférences individuelles pour la santé peut nous aider à mieux interpréter les phénomènes de non-recours aux soins [51]. Ces divers déterminants de l'accès aux soins sont abordés dans cette thèse pour les personnes à bas revenu, et en particulier pour les bénéficiaires de la CMU-C ou de l'ACS (aujourd'hui CSS).

2.2.1 Assurer un accès financier aux soins

Les barrières financières d'accès aux soins.

Si la France occupe la quatrième place au sein des pays de l'OCDE en 2019 en termes de plus petite part de la dépense courante de santé payée directement par les ménages [78], les restes à charge après remboursement de l'assurance maladie obligatoire sont très concentrés sur certains assurés et peuvent atteindre des valeurs très élevées¹⁸. Ces derniers indiquent que tout individu, quel que soit son niveau de vie, est exposé à d'importantes barrières financières d'accès aux soins en ne détenant pas de complémentaire santé.

Cette intuition est confirmée par de nombreux travaux empiriques. En Europe, le poids des dépenses privées dans le total des dépenses de santé et l'existence d'un ticket modérateur sur les consultations médicales, sont associés aux différences de recours aux soins entre groupes d'individus de différents niveaux de vie ou niveau d'éducation [45]. L'expérience de la RAND réalisée aux États-Unis au milieu des années 70 a démontré que le niveau de remboursement des soins, même en ne laissant qu'une faible partie des coûts à la charge directe des assurés, réduit la consommation de soins de ville [77, 4]. Pour la sous-population des personnes à bas revenu, d'autres travaux confirment ce résultat en montrant que le bénéfice d'une assurance, qu'elle soit primaire comme *Medicaid* aux États-Unis¹⁹ ou complémentaire comme la CMU-C en France, augmente l'utilisation des soins [48, 57, 20]. En France, le risque de renoncement aux soins pour raisons financières est plus élevé pour les assurés qui ne détiennent pas d'assurance complémentaire santé [37, 27]²⁰ et parmi les individus qui disposent d'une complémentaire santé individuelle ceux qui l'évaluent de moins bonne qualité renoncent plus aux soins pour motif financier

18. En 2017, 10% des assurés ont un reste à charge annuel après remboursement de l'assurance maladie obligatoire supérieur à 1200€ et 1% à 3700€ [1].

19. *Medicaid* joue aussi le rôle d'une assurance complémentaire pour les personnes âgées pauvres bénéficiaires de *Medicare*.

20. En 2014, respectivement 5.2% et 6.8% des titulaires d'une complémentaire privée ou de la CMU-C ont renoncé à une consultation médicale pour raison financière au cours des douze derniers mois. Cette proportion monte à 19.6% pour les personnes sans complémentaire santé [27].

[37]. En outre, des résultats empiriques confirment le rôle des dépassements d'honoraires dans les barrières d'accès aux soins. Premièrement le risque de renoncement pour raison financière est plus élevé pour les soins peu couverts par les régimes obligatoires comme les soins dentaires [37]. Deuxièmement les assurés qui habitent dans les départements où les tarifs pratiqués par les dentistes sont les plus élevés renoncent plus souvent à des soins dentaires pour un motif financier [37]. Enfin les dépassements d'honoraires génèrent des problèmes d'accès aux soins spécialistes dans les départements faiblement dotés en médecins en secteur 1 [41].

Finalement, on constate que les coûts laissés à la charge des patients, quand ils ne sont pas couverts par une éventuelle complémentaire santé, dressent d'importantes barrières financières d'accès aux soins. Or le coût d'accès à une complémentaire santé représente une part du revenu de plus en plus élevée quand nous descendons dans la distribution du niveau de vie [53], ce qui peut décourager les assurés à bas revenu à recourir à l'assurance complémentaire [87, 56, 66, 81, 83]. Dans ce contexte, les pouvoirs publics ont fait le choix de s'appuyer sur les régimes complémentaires pour augmenter la solvabilité de la demande de soins. Les différentes réformes de ces dernières années (CMU-C, ACS, ANI, CSS, 100% santé, etc.) ont ainsi poursuivi deux objectifs : étendre la part de personnes couvertes par une assurance santé complémentaire et accroître la qualité de couverture des adhérents à une complémentaire santé.

La réussite des dispositifs d'assistance pour favoriser l'accès financier aux soins.

Les travaux disponibles montrent que la CMU-C est efficace pour lutter contre les barrières financières d'accès aux soins. En contrôlant par les caractéristiques socio-économiques et l'état de santé, on observe que les bénéficiaires de la CMU-C consomment des soins comme les titulaires d'une complémentaire privée [65, 64] et renoncent moins aux soins pour raisons financières que les personnes sans complémentaire santé [37]. Une fois tenue compte de l'effet de sélection de bénéficiaire de la CMU-C²¹, l'effet positif de la CMU-C sur le recours et l'utilisation des soins de ville et hospitaliers est confirmé [57, 20]²². Une analyse économétrique montre aussi l'effet positif du bénéfice de l'ACS, pour les assurés

21. L'inscription à la CMU-C n'étant pas automatique mais volontaire, les bénéficiaires de la CMU-C peuvent être en plus mauvaise santé et/ou attribuer une valeur supérieure à leur santé dans les dimensions de leur bien-être, ce qui les conduit à recourir au dispositif de la CMU-C et à consommer plus de soins sans que cela puisse nécessairement être attribué au dispositif.

22. Notons tout de même qu'une étude sur discontinuité ne trouve qu'un impact positif du passage du seuil d'éligibilité à la CMU-C sur le recours au spécialiste, pour le sous-échantillon des individus de moins de 30 ans [61].

qui participent au dispositif, sur la probabilité de recours aux soins et le niveau de dépenses en ville et à l'hôpital [20]. Enfin les dispositifs de la CMU-C et de l'ACS réduisent la part du revenu attribuée aux dépenses de santé (primes assurances complémentaires et reste à charge sur les frais de santé) des assurés qui appartiennent au 1^{er} décile de la distribution du niveau de vie [53].

La complémentaire santé solidaire dans sa partie payante : une réforme encore à évaluer.

L'impact de la complémentaire santé solidaire (CSS) sur l'utilisation des soins n'a pas encore été évalué. Dans sa partie gratuite, la CSS reste très proche de la CMU-C²³ et ne devrait donc pas beaucoup affecter l'accès aux soins de ses bénéficiaires. Dans sa partie payante, la réforme pourrait en revanche influencer le recours à la complémentaire et le niveau de couverture des éligibles puisqu'elle supprime les options de faible niveau de couverture pour les bénéficiaires de la CSS avec participation financière (ex ACS). La simplification du dispositif peut contribuer à augmenter le recours au programme. L'obligation de souscrire un contrat de haute qualité pour continuer de disposer de la subvention favorise la hausse du niveau de couverture. Mais la majorité des assurés doit s'acquitter de primes plus élevées pour transiter vers le nouveau dispositif, ce qui peut aussi réduire leur participation au nouveau programme.

2.2.2 Promouvoir une offre de soins suffisante, accessible et disposée à recevoir tous les patients

Les politiques de lutte contre les barrières financières d'accès aux soins sont nécessaires, mais insuffisantes pour assurer cet accès réel à tous les membres de la société. Depuis plusieurs années, la "pénurie" de l'offre de soins dans certains territoires crée de nouveaux obstacles à l'accès aux soins notamment pour les plus modestes. Le risque de renoncement aux soins des personnes en situation de pauvreté est d'autant plus fort dans les zones les moins bien dotées en médecins généralistes [67]. Ce résultat peut être expliqué par les moindres ressources informationnelles et financières des personnes à bas revenu qui complexifient leur recherche d'un médecin disponible et leur déplacement jusqu'à lui.

Les refus de soins au titre de la CMU-C et de l'ACS.

²³. La CSS reste accessible sous les mêmes conditions de ressources que la CMU-C et maintient la prise en charge à 100% du panier de soins de la CMU-C.

Au-delà des difficultés grandissantes pour trouver un médecin accessible et disponible, les bénéficiaires de l'assistance font face à un obstacle supplémentaire pour recourir aux soins ambulatoires. Plusieurs travaux révèlent l'existence de refus de soins²⁴ au titre de la CMU-C ou de l'ACS notamment chez les spécialistes et les dentistes libéraux [21, 35, 32]. Plus précisément, un *testing* dans le Val-de-Marne en 2005, a révélé 5% de refus de soins au titre de la CMU-C chez les généralistes, 41% chez les spécialistes et 39% chez les dentistes [32]. En 2009, les taux de refus de soins à Paris atteignent en moyenne 25% des demandes de rendez-vous chez les généralistes, les gynécologues, les ophtalmologues, les radiologues et les dentistes [35]. Enfin au niveau de la France entière, un testing plus récent signale 9% de refus de demande rendez-vous au titre de la CMU-C ou de l'ACS chez les dentistes, 11 % chez les gynécologues et 15% chez les psychiatres [21]. Les refus de soins sont contraires à l'objectif d'égal accès aux soins pour tous.

Un motif financier peut-il expliquer des refus de soins de la part des médecins ?

Pour favoriser l'accès financier aux soins des bénéficiaires de la CMU-C et de l'ACS, le législateur a choisi de réguler les tarifs des médecins pour ces patients²⁵. Mais une contrainte sur les prix qui ne concerne qu'une partie des assurés paraît être à l'origine des différences de traitements observées entre patients. Depuis la mise en place du programme d'assurance publique *Medicaid* aux États-Unis en 1965, les économistes ont pu étudier les conséquences des différences de tarifs entre patients sur le comportement des médecins, les tarifs *Medicaid* étant fixés à un niveau historiquement inférieur à celui des tarifs pour les patients *Medicare*²⁶, eux-mêmes plus faibles que les tarifs pour les patients titulaires d'une assurance privée. Les résultats indiquent que ces écarts favorisent des inégalités d'accès aux soins. Du côté de l'offre de soins, ils constatent qu'une hausse (une baisse) des tarifs *Medicaid*, augmente (diminue) la part de médecins qui prend en charge des patients *Medicaid*, la part de leurs patients qui bénéficient du dispositif et la probabilité pour un patient *Medicaid* d'obtenir un rendez-vous chez un médecin [92, 74, 14, 84, 19, 90]. Du côté de la demande de soins, une revalorisation (une baisse) des tarifs *Medicaid* s'accompagne

24. Au sens large les refus de soins englobent le refus de donner un rendez-vous, la fixation d'un rendez-vous plus tardivement que pour un autre patient ou le refus de pratiquer les tarifs opposables.

25. Pour rappel, les médecins et dentistes conventionnés ne sont pas autorisés à facturer des dépassements d'honoraires (pour les médecins) ou des montants excédents des tarifs plafonnés fixés par convention (pour les dentistes) aux bénéficiaires de la CMU-C et de l'ACS, excepté dans le cas d'exigences particulières de la part de l'assuré : consultation en dehors des heures d'ouverture du cabinet, visite à domicile non justifiée, etc.

26. En 2012, les tarifs *Medicaid* correspondent en moyenne à 66% des tarifs *Medicare* et comprennent d'importantes variations entre les États : de 58% dans le Rhode Island et jusqu'à 242% en Alaska [97]. Lors de la mise en place de l'Affordable Care Act en 2013 et en 2014, les tarifs *Medicaid* ont été revalorisés au niveau des tarifs *Medicare*. Depuis 2015, plusieurs états américains ont de nouveau réduit leurs tarifs *Medicaid*.

d'une hausse (d'une baisse) de l'utilisation de soins des bénéficiaires et de la durée de leur consultation [29, 17, 24, 30, 91].

En France, les médecins libéraux peuvent exercer en secteur 1 (i.e. ils facturent au tarif opposable) ou en secteur 2 (i.e. ils sont autorisés à facturer des dépassements d'honoraires au-delà du tarif opposable)²⁷. Contrairement à la réglementation aux États-Unis, les médecins français libéraux et conventionnés ont pour obligation de prendre en charge tous les patients et ce quel que soit leur couverture complémentaire. Le fait de ne pas pouvoir facturer de dépassements à certains patients ne devrait donc pas avoir de conséquence pour l'accès réel aux soins des assurés. Pourtant, on observe que les médecins en secteur 1 ou engagés à étendre leur part d'activité au tarif opposable²⁸ refusent moins les patients bénéficiaires de la CMU-C que les médecins en secteur 2 [21, 35, 32]. Et l'analyse qualitative du discours des médecins confirme le rôle de l'interdiction des dépassements d'honoraires dans les motifs de refus de soins [36].

Quelle réponse des pouvoirs publics ?

Malgré un diagnostic confirmé au fil des *testing*, l'action des pouvoirs publics pour lutter contre les refus de soins apparaît timide et la rémunération actuelle des médecins et des dentistes maintient une dés-incitation financière à la prise en charge des bénéficiaires de la CSS. La convention médicale de 2016 a introduit une rémunération forfaitaire pour la prise en charge des patients CMU-C mais elle ne concerne que les médecins traitants ce qui exclut la quasi-totalité des spécialistes et les dentistes. Enfin depuis la mise en place de la CSS fin 2019, les médecins conventionnés ont toujours pour interdiction de facturer des dépassements d'honoraires aux bénéficiaires du dispositif et les tarifs maximums pour les soins dentaires prothétiques applicables aux bénéficiaires de la CSS restent inférieurs aux tarifs de l'offre 100% Santé pour les titulaires d'une complémentaire privée.

2.2.3 Comprendre les arbitrages des individus en matière de santé

Au-delà de la couverture et des comportements des offreurs de soins, les décisions des individus en matière de consommation de soins sont aussi influencées par leurs préférences. Les préférences individuelles pour la santé se définissent dans la science économique comme

27. Pour rappel, du côté de la demande de soins l'assurance maladie obligatoire couvre la partie du tarif opposable qui ne correspond pas au ticket modérateur. Le ticket modérateur et les dépassements d'honoraires peuvent être couverts par une éventuelle complémentaire santé.

28. Depuis 2017, les médecins en secteur 2 signataires de l'Option de pratique tarifaire maîtrisée (OPTAM) s'engagent en contrepartie d'une meilleure prise en charge de leurs cotisations sociales à limiter leurs dépassements d'honoraires et à étendre leur part d'activité réalisée au tarif opposable.

la valeur que les personnes elles mêmes donnent à leur santé dans les différents aspects de leur bien-être (logement, alimentation, transport, loisirs. . .).

L'intérêt d'étudier les préférences pour la santé pour la politique publique.

Les économistes et théoriciens du choix social prônent le respect des préférences individuelles dans les choix d'allocation des ressources aux divers domaines de l'intervention publique. Le financement des dépenses de santé par les prélèvements obligatoires réduit la dépense privée ou le financement des autres domaines de l'intervention publique. Sur la base d'un argument normatif, il convient alors d'analyser la place que revêt la santé dans la vie des individus pour décider des montants à allouer collectivement aux politiques de santé [89, 49]. Par ailleurs, l'analyse des préférences individuelles permet de cibler les politiques publiques les plus efficaces. Dans la vie de tous les jours, chacun est libre de souscrire une assurance complémentaire santé (hormis les salariés du privé) ou de recourir aux soins. Ces choix relèvent d'un arbitrage entre la santé et d'autres aspects du bien être comme la consommation privée. Le manque de connaissances au sujet des préférences pour la santé dans l'arbitrage santé/niveau de vie induit une mauvaise compréhension des décisions d'assurance ou d'utilisation des soins. Pour les pouvoirs publics, l'intérêt d'analyser l'hétérogénéité des préférences pour la santé au sein de la population est alors d'éviter la mise en place de politiques de santé inefficaces pour atteindre l'optimisation du bien-être social.

La santé comme déterminant du bien être.

La santé revêt une place essentielle dans le bien être individuel : tout au long de la vie elle affecte la qualité de vie, le niveau de consommation privée (en modifiant les revenus du travail et la part du revenu qui est affectée aux dépenses de santé) et l'utilité induite par la consommation [58, 46, 96]. Mais si la santé est indéniablement un déterminant important du bien-être subjectif²⁹ [22], l'importance que les personnes accordent à la santé par rapport aux autres dimensions de leur vie reste quant à elle plus difficile à évaluer. En l'absence de marché de la "bonne santé" pour étudier les choix économiques dans l'arbitrage santé/niveau de vie, les économistes de la santé se sont rabattus sur des méthodes de préférences déclarées dont fait partie l'évaluation contingente pour mesurer les préférences pour la santé. La méthode contingente, qui revient à demander directement à l'aide d'enquêtes la disposition à payer pour bénéficier ou pour renoncer à un bien de

29. Le bien être subjectif correspond au bien être tel qu'il est apprécié par les individus eux mêmes.

santé, a largement montré l'existence de préférences sociales pour la santé, c'est-à-dire l'existence d'une disposition à payer positive pour bénéficier d'un bien de santé ou pour réduire les risques de dégradation de l'état de santé. Mais la disposition à payer comme mesure des préférences doit être interprétée avec précaution non seulement parce qu'elle met les enquêtés dans une situation hypothétique (i.e. on parle de biais hypothétiques) mais aussi parce qu'elle dépend de la situation financière individuelle conduisant naturellement les personnes à bas revenu à déclarer des dispositions à payer plus faibles [79]. En outre l'idée que "la santé n'a pas de prix" favorise les refus de réponse des enquêtés hostiles à l'évaluation monétaire de la santé, créant une difficulté à l'élicitation des préférences dans le domaine de la santé [50].

La littérature économique a aussi étudié comment le bien être induit par la consommation peut être influencé par l'état de santé. La dépendance de la fonction d'utilité à l'état de santé peut être décrite par une fonction d'utilité à une dimension, la consommation, dont la forme se verrait modifiée par l'état de santé [95]. Elle peut aussi être modélisée par une fonction d'utilité à deux arguments, la consommation et la santé, dont l'utilité marginale de la consommation serait fonction de l'état de santé et réciproquement [46]. Les travaux empiriques à ce sujet confirment l'existence d'un effet de la santé sur l'utilité marginale de la consommation mais les résultats sont contrastés : le sens de cet effet varie avec la gravité des problèmes de santé considérés et l'origine géographique des données étudiées [95, 96, 47, 62, 9]³⁰.

Le rôle des préférences pour la santé dans l'explication des comportements de soins.

Le renoncement aux soins ne résulte pas seulement de barrières financières ou d'une offre de soins insuffisante, 24% des personnes pauvres en conditions de vie qui déclarent avoir renoncé à des soins indiquent qu'ils ont "préféré attendre de voir si les choses iraient mieux d'elles-mêmes" [67]³¹. Ce motif de renoncement peut au moins en partie être issu de variations dans les préférences individuelles pour la santé. Mais si les préférences des assurés en termes d'arbitrage santé/niveau de vie peuvent en théorie contribuer à expliquer des différences de recours aux soins entre les membres de la société, cette association a

30. Seuls des problèmes de santé sévères ou de gravité intermédiaire engendreraient une variation de l'utilité marginale de la consommation [95, 96, 62]. En ce qui concerne l'origine géographique des données, une étude sur donnée américaine indique une utilité marginale fonction positive de l'état de santé chez les personnes âgées [47] mais cette analyse reproduite sur des données européennes montre une utilité marginale de la consommation fonction négative de l'état de santé physique [9].

31. 56% des personnes pauvres en conditions de vie qui déclarent avoir renoncé à des soins indiquent que c'est pour des raisons financières et 6% en raison d'une offre de soins insuffisante.

été très peu documentée dans la littérature économique.

3 L'objet de la thèse

Cette thèse s'articule autour de trois chapitres qui visent tous à mieux appréhender les difficultés d'accès aux soins qui pèsent sur les bénéficiaires du dispositif d'assistance de la CSS (ex CMU-C et ACS). Le premier chapitre s'intéresse à l'offre de soins en étudiant si l'interdiction de facturer des dépassements d'honoraires aux bénéficiaires de la CMU-C entraîne un manque à gagner significatif pour les médecins qui pourrait motiver les refus de soins. Nous explorons dans le deuxième chapitre si d'éventuelles différences de préférences et anticipations des bénéficiaires de la CMU-C en comparaison des autres assurés peuvent expliquer des spécificités dans leurs comportements de recours aux soins. Enfin nous étudions dans le troisième chapitre si la réforme de la CSS, qui a supprimé pour les assurés justes au-dessus du seuil de la CSS gratuite (ex CMU-C) les contrats subventionnés ne couvrant que le ticket modérateur sur les soins essentiels, a nui à la couverture de la population ciblée.

3.1 Chapitre 1 : Cost-shifting or demand inducing : How do French physicians react to the ban on balance billing for poor patients ?

Une politique qui accompagne financièrement l'accès aux soins des plus défavorisés n'est efficace que si les professionnels de santé sont disposés à les prendre en charge. Bien que les refus de soins soient interdits en France, de nombreuses études de testing ont révélé que les bénéficiaires de la CMU-C ont plus de risque de se voir refuser l'accès à des soins généralistes, spécialistes et dentistes [21, 35, 32]. Les paiements inférieurs reçus par les médecins en secteur 2 et les dentistes quand ils reçoivent un bénéficiaire de la CMU-C plutôt qu'un autre patient semblent alimenter ces différences de traitements.

En partant de ce constat, nous nous positionnons dans ce premier chapitre du côté de l'offre de soins. L'objectif est d'étudier si la contrainte sur les prix a bien une influence sur la discrimination révélée par les *testings* et d'initier une réflexion sur la rémunération de la prise en charge des bénéficiaires de la CMU-C par les médecins et dentistes libéraux. L'intérêt de ce travail s'est accru par le choix du législateur d'étendre l'interdiction des dépassements d'honoraires et la régulation des tarifs sur les soins prothétiques dentaires

aux bénéficiaires de l'ACS en 2013 et en 2017 (cette extension inclut environ un million de personnes en plus, à qui des dépassements ne peuvent pas être facturés), puis de maintenir cette politique dans le cadre de la réforme de la CSS en 2019.

Nous estimons si la prise en charge des patients bénéficiaires de la CMU-C (i.e. reçus à un tarif inférieur) engendre un réel choc financier sur les honoraires perçus par les médecins en secteur 2 et les dentistes, ou si le choc peut être compensé par une revalorisation des dépassements d'honoraires facturés à leurs autres patients ou par une hausse du volume d'activité. Le premier cas correspond à du "*dynamic cost shifting*", c'est-à-dire que le médecin compense l'arrivée de nouveaux patients reçus à un tarif inférieur par des tarifs plus élevés facturés à ses autres patients [76]. Ce phénomène n'est possible que si le médecin a un pouvoir de marché inexploité, ce qui contredit la représentation classique du médecin maximisateur de profit.

Nous mobilisons des données administratives et longitudinales comprenant 4 vagues entre 2005 et 2014 et fournissant une information détaillée sur l'activité et le revenu des professionnels de santé libéraux. La base de données finale étudiée comprend 389 776 observations soit 62 274 généralistes, 41 152 spécialistes et 39 127 dentistes. Ces données sont fournies par la Caisse nationale de l'assurance maladie (CNAM) et la Direction générale des finances publiques (DGFIP). La stratégie empirique consiste à estimer par des modèles économétriques de données de panels l'impact d'une variation exogène de la proportion annuelle de patients CMU-C (i.e. reçus au tarif opposable) des médecins en secteur 2 et des dentistes sur les différentes composantes de leurs honoraires et de leur activité annuels. Nous admettons une possible endogénéité dans la variation de la patientèle CMU-C induite par des refus de soins ponctuels de la part du médecin (ou du dentiste) qui ne serait pas prise en compte par les effets fixes individuels, en mobilisant des estimations à variable instrumentale : les variations de patientèle CMU-C sont instrumentées par des variations de la proportion de bénéficiaires de la CMU-C dans le département où exerce le médecin. En outre, nos spécifications tiennent compte des caractéristiques de l'offre et de la demande locale dans la zone d'exercice du médecin (densité médicale, structure par âge et sexe et taux de chômage de la population) en utilisant les données de recensement de l'Institut national de la statistique et des études économiques (INSEE).

Les résultats de l'analyse économétrique rejettent l'hypothèse de "*dynamic cost shifting*" : les généralistes et les spécialistes en secteur 2 ainsi que les dentistes ne peuvent

pas annuler le choc financier induit par la prise en charge de plus de patients CMU-C par des dépassements plus élevés facturés à leurs autres patients : une hausse de 10 points de pourcentage de la part de patients bénéficiaires de la CMU-C réduit la rémunération à l'acte d'un généraliste de 4%, d'un spécialiste de 6% et d'un dentiste de 6%. Contraints par la demande qui leur est adressée, ils ne veulent pas risquer de perdre des patients en augmentant leurs prix. En revanche, pour annuler le choc financier, les médecins en secteur 2 et les dentistes augmentent leur volume d'activité. Cette hausse d'activité se traduit par une hausse du nombre d'actes par patient et par an, mais pas du nombre total de patients. Nous observons que les médecins en secteur 2 augmentent plus leur volume d'activité que les médecins en secteur 1 quand la part de leurs patients bénéficiaires de la CMU-C augmente. En prenant les médecins en secteur 1 comme référence pour mesurer les besoins de soins des patients de la CMU-C, nous interprétons ce résultat comme un comportement de demande induite de la part des généralistes et des spécialistes en secteur 2.

Finalement, la restriction sur les prix induite par le dispositif de la CMU-C n'est pas sans conséquence pour les médecins en secteur 2 et les dentistes libéraux. L'accueil des bénéficiaires de la CMU-C engendre une baisse de leur rémunération à l'acte et une hausse de leur volume d'activité. Ces répercussions peuvent expliquer, sans les justifier, les différences de traitements dont sont victimes les bénéficiaires de la CMU-C.

3.2 Chapitre 2 : Les bénéficiaires de la CMU-C ont-ils des préférences et des anticipations différentes des autres assurés ?

Dans le modèle de Grossman [58] l'agent demande des soins à toutes les périodes de sa vie pour rétablir ou maintenir son capital santé et consacrer plus de temps au travail et aux loisirs, le temps en mauvaise santé étant considéré comme du temps "perdu". Dans ce cadre théorique, des dimensions subjectives telles que les perceptions d'état de santé, les anticipations de niveau de vie et d'état de santé ou les préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie, peuvent affecter les comportements de santé. Par exemple si l'utilité marginale de la santé est fonction du revenu anticipé, impliquant un rendement marginal de l'investissement en santé lui aussi fonction du revenu anticipé. Ou encore si des personnes qui anticipent une bonne santé future recourent moins à la prévention. À cet égard, il est intéressant d'étudier les bénéficiaires de la CMU-C qui, en intégrant des représentations sociales négatives associées au bénéfice de l'assistance ou la peur d'être traité différemment des autres assurés par les offreurs de soins [33, 34, 8], pourraient avoir

des préférences, des anticipations et des perceptions différentes des autres assurés.

Nous examinons dans ce deuxième chapitre si le bénéfice de la CMU-C pourrait, en modifiant les évaluations subjectives, avoir un effet psychologique délétère sur les comportements de santé comme ceux de recours aux soins. Dans une première partie, nous étudions si les bénéficiaires de la CMU-C ont des perceptions de l'état de santé, des anticipations de niveau de vie et d'état de santé et des préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie différentes des autres assurés. Dans une seconde partie, nous examinons comment ces différences peuvent contribuer à expliquer leurs comportements de recours aux soins. Ce travail vise à alimenter la réflexion concernant les effets d'une politique publique comme celle de la CMU-C dans toutes ses dimensions sur les comportements de soins.

Nous mobilisons l'enquête *Valeur de la santé* réalisée sur un échantillon représentatif de la population française en 2009 par la Chaire Santé de Paris-Dauphine. Notre échantillon d'étude final comprend 2 281 individus âgés de 18 à 64 ans. Cette enquête originale donne une mesure directe des perceptions de l'état de santé (i.e. un score de santé subjective de 0 à 100), des préférences pour la santé (i.e. la disposition à payer pour n'avoir eu aucun problème de santé au cours des douze derniers mois), des anticipations de niveau de vie (i.e. les probabilités subjectives de vivre avec moins de 1000€ ou plus de 2000€ mensuels dans le futur) et des anticipations d'état de santé (i.e. les probabilités subjectives de vivre en mauvaise ou en bonne santé dans le futur). Notre stratégie empirique consiste à comparer ces indicateurs subjectifs puis les comportements de recours aux soins entre les bénéficiaires de la CMU-C (i.e. qui disposent d'une assurance complémentaire *via* un dispositif d'assistance), les titulaires d'une complémentaire privée (i.e. qui achètent une assurance complémentaire ou disposent d'une assurance complémentaire collective) et les personnes sans complémentaire (i.e. qui n'ont pas de couverture complémentaire), à l'aide d'analyses multivariées qui tiennent compte de l'état de santé et de certains facteurs socio-économiques. Les perceptions, les anticipations et les comportements de soins sont analysés par des régressions linéaires. Les préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie sont étudiées par des modèles de sélection (*two part model* et *Heckman model*) qui tiennent compte du fait que notre mesure de la disposition à payer est censurée en "0".

L'analyse descriptive indique que les bénéficiaires de la CMU-C perçoivent un état de santé inférieur et prévoient plus de risque de vivre avec un niveau de vie bas et en mauvaise santé que les autres assurés. Ils sont aussi moins disposés à réduire leur niveau de vie pour

améliorer leur santé, mais c'est principalement parce qu'ils n'imaginent pas vivre avec un niveau de vie plus bas. Quand ils déclarent une disposition à payer positive pour la santé, elle s'élève en moyenne à 84€ par mois (soit 14% de leur niveau de vie actuel). Elle est significativement moins élevée que celle des titulaires d'une complémentaire privée (155€) mais pas que celle des assurés sans complémentaire santé (85€).

En tenant compte des caractéristiques démographiques, de l'état de santé, du niveau de vie et du niveau de diplôme, nous constatons que les bénéficiaires de la CMU-C ont une disposition à payer pour la santé, des anticipations d'état de santé et des perceptions de l'état de santé équivalentes à celles des autres assurés. En revanche, nous observons une forte association entre le bénéfice de l'assistance et les anticipations de niveau de vie : les perspectives de niveau de vie des bénéficiaires de la CMU-C sont très inférieures à celles des autres assurés toutes choses égales par ailleurs. Ces anticipations peuvent être conduites par l'intégration de "stigmas sociaux" associée au bénéfice de l'assistance. Les estimations montrent aussi une association positive entre les préférences pour la santé dans l'arbitrage santé/niveau de vie et les anticipations de niveau de vie. Ce résultat va dans le sens d'une utilité marginale de la santé qui serait fonction positive du revenu anticipé. Une fois tenue compte de cette association, les préférences pour la santé des bénéficiaires de la CMU-C restent toutes choses égales par ailleurs équivalentes à celles des autres assurés. Excepté les perceptions de l'état de santé, les indicateurs subjectifs ne sont pas associés aux comportements courants de recours aux soins. En contrôlant par nos variables subjectives, on observe toujours que les bénéficiaires de la CMU-C recourent au généraliste, au spécialiste et au dentiste comme les titulaires de complémentaires privées toutes choses égales par ailleurs. En revanche, les individus sans complémentaire santé recourent moins aux soins spécialistes et dentaires que les titulaires d'une complémentaire privée.

Au total, les plus faibles anticipations de niveau de vie des bénéficiaires de la CMU-C ne sont pas associées aux décisions de recours aux soins qui restent surtout expliquées par la situation financière actuelle, la couverture assurantielle, l'état de santé et le niveau de diplôme. Nos résultats confirment la nécessité de bénéficier d'une assurance complémentaire, qu'elle soit privée ou accordée par un dispositif d'assistance, pour accéder aux soins en France.

3.3 Chapitre 3 : Les personnes âgées à bas revenu sont-elles prêtes à payer plus pour continuer de bénéficier d'une complémentaire santé ?

Dans ce chapitre, nous évaluons l'impact d'une réforme modifiant l'aide à la complémentaire santé (ACS) : le dispositif de la complémentaire santé solidaire (CSS) mis en place le 1^{er} novembre 2019. En réduisant l'offre des contrats qui étaient anciennement proposés par l'ACS, la réforme de la CSS poursuit deux objectifs : une hausse du taux de recours au programme, très faible depuis la création de l'ACS en 2005, et une amélioration du niveau de couverture de ses bénéficiaires. La hausse du taux de participation au programme est attendue au moyen d'une simplification du dispositif, ce qui réduit les coûts d'acquisition de l'information pour participer au programme. L'amélioration du niveau de couverture passe par la suppression des contrats optionnels peu couvrants, induisant l'obligation pour les participants au programme de souscrire un contrat offrant une meilleure couverture pour continuer de bénéficier d'une complémentaire santé subventionnée. Si elle augmente le niveau de couverture des participants au programme, cette politique provoque aussi une hausse du montant minimum de prime auquel certains assurés anciennement couverts par l'ACS peuvent rester dans le dispositif. La littérature économique indique une réponse négative de la demande d'assurance santé à une hausse de la prime d'assurance [80, 69, 60, 13, 12]. Des travaux théoriques et empiriques sur données américaines suggèrent aussi qu'une suppression des contrats de basse qualité, empêchant les assurés d'adapter leur choix de contrat à leur niveau de risque, pourrait conduire les personnes en meilleure santé à ne pas s'assurer [55, 88].

Les analyses de ce troisième chapitre permettent d'étudier si les anciens bénéficiaires de l'ACS qui avaient choisi les contrats les moins chers et les moins couvrants sont prêts à payer une prime plus élevée - et peuvent supporter cette hausse de prime³². Les enjeux pour la politique publique sont importants. Une hausse de l'effort financier demandé à ces assurés peut favoriser leur sortie du dispositif, auquel cas ils perdraient leur couverture sur leurs soins essentiels et seraient exposés à des barrières financières d'accès aux soins [11, 54].

Nous mobilisons les données médico-administratives issues du Système national des données de santé (SNDS). Pour des raisons d'observabilité des variations de revenu, notre analyse est restreinte aux assurés de 65 à 89 ans bénéficiaires d'un contrat ACS arrivant à

32. Rappelons que les personnes éligibles à l'ACS vivent sous le seuil de pauvreté et que la part de leurs dépenses consacrée à l'achat d'une complémentaire santé individuelle est élevée [66]

échéance au cours des trois premiers mois de mise en place de la réforme de la CSS, c'est-à-dire entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020. Notre échantillon final comprend 84 834 assurés. Deux approches empiriques sont mises en œuvre pour répondre à la question de recherche. Dans un premier temps nous comparons par des régressions par les moindres carrés ordinaires (MCO), la probabilité de transition de l'ACS vers la CSS des assurés selon qu'ils voient leur prime augmenter ou diminuer en basculant vers le nouveau programme et selon les montants de variations de leurs primes. Dans un second temps, nous exploitons la variation exogène du montant de la prime annuelle pour bénéficier de la CSS de +60€ à 71 ans pour mobiliser une méthode de régression par discontinuité de type *fuzzy*. Cette méthode contrôle pour une possible endogénéité dans les variations de primes³³ qui n'est pas prise en compte par l'analyse par les MCO. Avec cette méthode, nous estimons l'effet causal d'une hausse de la prime d'assurance complémentaire et du montant de cette variation sur la probabilité de transition de l'ACS vers la CSS des assurés âgés de 71 ans.

Avant la réforme, les individus de notre échantillon payaient en moyenne 297€ annuels pour souscrire un contrat ACS. En transitant vers la CSS, 67% d'entre eux doivent payer une prime plus élevée et 43% une prime plus basse pour rester dans le programme. Cette hausse (baisse) de prime annuelle atteint en moyenne 116€ (122€)³⁴. Après la réforme, qui garantit l'accès à la CSS pour un montant maximum de 1€ par jour, les assurés de l'échantillon devraient payer en moyenne 334€ par an pour bénéficier de la CSS payante. Nous constatons aussi que le taux de transition des assurés de l'échantillon vers le nouveau dispositif est loin de 100%, et ce quel que soit l'impact financier de la réforme pour les assurés : trois mois après la fin de leur contrat ACS moins de 7 assurés sur 10 ont transité vers la CSS payante.

L'analyse économétrique ne montre globalement pas d'effet moyen des variations de primes que subiraient les anciens bénéficiaires de l'ACS en recourant à la CSS sur leur probabilité de participation au nouveau programme et ce quel que soit le niveau de leur contrat ACS passé. Exposés à un risque financier important en l'absence de complémentaire santé, les anciens ACS ne sont en moyenne pas sensibles aux variations de prime induites par la réforme dans leur décision de participation à la CSS. Néanmoins les assurés

33. Les variations de primes connues par les assurés en recourant au nouveau programme sont issues des montants de primes qu'ils payaient initialement sur leurs contrats ACS, elles même fonction de leur demande d'assurance passée.

34. Logiquement, les assurés qui avaient choisi les contrats ACS les moins couvrants ont une probabilité plus élevée de voir leur prime augmenter en transitant vers la CSS et dans ce cas subissent une hausse de prime plus élevée (cf chap 3).

les moins à risques (i.e. non atteints d'une pathologie chronique³⁵ ou appartenant au bas de la distribution des dépenses de santé passées) ont une probabilité de sortie du dispositif significativement plus importante que les assurés avec un risque maladie plus élevé quand le montant de leur prime augmente. Ce résultat traduit l'existence d'un phénomène de sélection adverse sur le marché de la complémentaire subventionnée en France.

Finalement, la simplification du paysage de la complémentaire santé subventionnée lors de la réforme de la CSS, qui a induit des hausses de primes pour la majorité des bénéficiaires du programme, a réduit la participation des retraités modestes en meilleure santé au nouveau dispositif. En perdant leur couverture du ticket modérateur, le risque pour ces assurés de renoncer à des soins essentiels est accru [37, 27]. Et cet effet délétère de la réforme peut être amplifié sur une population plus jeune qui peut être moins disposée à payer une prime plus élevée pour continuer de participer au programme en raison de besoins de soins plus faibles [5].

3.4 Les données mobilisées dans cette thèse

Les trois analyses économétriques mobilisées dans chacun des chapitres de cette thèse sont fortement conditionnées par le type de données disponibles. Dans tous les cas, il s'agit de données concernant des individus : des médecins dans le chapitre 1 et des assurés sociaux dans les chapitres 2 et 3.

Le premier chapitre mobilise des données administratives longitudinales fournies par la CNAM et la DGFIP. Ces données donnent une information exhaustive sur l'activité et le revenu des médecins et dentistes libéraux et comprennent 4 vagues (en 2005, 2008, 2011 et 2014). Grâce à une forte puissance statistique, nous pouvons réaliser des estimations à variables instrumentales contenant des effets spécifiques médecins qui permettent d'éliminer des biais d'endogénéité, même si l'absence d'expérience naturelle ne permet pas d'estimer un effet causal proprement dit de la prise en charge des patients CMU-C sur le revenu et l'activité des médecins.

Le deuxième chapitre est réalisé à partir d'une enquête en coupe transversale effectuée en 2009 par la Chaire Santé de Paris-Dauphine (l'enquête Valeur de la santé). Cette enquête offre la possibilité d'eliciter les appréciations subjectives de plus de 3000 individus. En se concentrant sur le champ d'application de la CMU-C, à savoir les assurés de moins de 65

35. parler de l'ald

ans), l'échantillon comprend 2281 individus dont 198 sont titulaires de la CMU-C et 125 sont sans complémentaire santé. L'absence de dimension longitudinale dans les données ne permet pas de tenir compte de l'hétérogénéité inobservée dans les modèles estimés. Force est de raisonner conditionnellement au statut assurantiel, supposé prédéterminé, de chaque individu, les résultats présentés dans ce chapitre doivent donc surtout être tenus pour descriptifs. Malgré ces limites, nous pensons qu'ils offrent tout de même un éclairage important pour améliorer la compréhension des comportements de soins sur des aspects encore très peu documentés dans la littérature.

Le troisième chapitre mobilise des données administratives du côté de la demande de soins issues de la CNAM : le Système national des données de santé (SNDS). À partir de ces données de grande taille, nous sélectionnons tous les bénéficiaires de l'ACS de 65 à 89 ans dont le contrat se termine les 3 premiers mois de mise en place de la réforme de la CSS. Les variations de prime dues à l'introduction de la réforme de la CSS pouvant être endogènes à cause des choix individuels préexistants, nous utilisons la discontinuité de la prime pour bénéficier de la CSS autour du seuil de 71 ans pour tester l'existence d'une relation causale entre prime et décision de rester dans le dispositif en mobilisant une méthode de RDD de type *fuzzy*.

Bibliographie

- [1] ADJERAD, R. et COURTEJOIE, N. (2020). Pour 1% des patients, le reste à charge après assurance maladie obligatoire dépasse 3 700 euros annuels.
- [2] ALBEROLA, E., BRICE, L., MAES, C. et ET AL. (2017). La caractérisation de la population éligible à l'ACS et les motifs de non-recours. Rapport technique, Paris Fonds CMU.
- [3] ALLEN, E. M., CALL, K. T., BEEBE, T. J., MCALPINE, D. D. et JOHNSON, P. J. (2017). Barriers to care and healthcare utilization among the publicly insured. *Medical care*, 55(3):207.
- [4] ARON-DINE, A., EINAV, L. et FINKELSTEIN, A. (2013). The rand health insurance experiment, three decades later. *Journal of Economic Perspectives*, 27(1):197–222.
- [5] BAGEIN, G., COSTEMALLE, V., DOROYON, T., HAZO, J.-B., NAOURI, D., PESONEL, E. et VILAIN, A. (2022). L'état de santé de la population en france à l'aune des inégalités sociales. *Les dossiers de la DREES*, 102.
- [6] BARNAY, T., SAMSON, A.-L. et VENTELOU, B. (2021). *Le système de santé français aujourd'hui : enjeux et défis*. Editions ESKA. Ouvrage collectif du Collège des Economistes de la Santé.
- [7] BLANPAIN, N. (2019). L'espérance de vie par niveau de vie-méthode et principaux résultats, n° f1801.
- [8] BOISGUÉRIN, B. (2004). Etat de santé et recours aux soins des bénéficiaires de la cmu. un impact qui se consolide entre 2000 et 2003. *Etudes et résultats*, 294.
- [9] BOSSOLI, E. (2022). An empirical analysis of health-dependent utility on share and elsa data. *Italian Economic Journal*.
- [10] BREUIL-GENIER, P. et GOFFETTE, C. (2006). La durée des séances des médecins généralistes. *Etudes et résultats*, (481).
- [11] BUCHMUELLER, T. C., COUFFINHAL, A., GRIGNON, M. et PERRONNIN, M. (2004). Access to physician services : does supplemental insurance matter? Evidence from France. *Health economics*, 13(7):669–687.
- [12] BUCHMUELLER, T. C., GRAZIER, K., HIRTH, R. A. et OKEKE, E. N. (2013). The

- price sensitivity of medicare beneficiaries : a regression discontinuity approach. *Health economics*, 22(1):35–51.
- [13] BUCHMUELLER, T. C. et OHRI, S. (2006). Health insurance take-up by the near-elderly. *Health Services Research*, 41(6):2054–2073.
- [14] BUCHMUELLER, T. C., ORZOL, S. et SHORE-SHEPPARD, L. D. (2015). The effect of medicaid payment rates on access to dental care among children. *American Journal of Health Economics*, 1(2):194–223.
- [15] BUNDORF, M. K. et PAULY, M. V. (2006). Is health insurance affordable for the uninsured? *Journal of Health Economics*, 25(4):650–673.
- [16] CABANNES, P.-Y. (2022). Fin 2018, un bénéficiaire de minima sociaux sur six n’avait pas de complémentaire santé. *DREES études et résultats*, 1231:6.
- [17] CALLISON, K. et NGUYEN, B. T. (2018). The effect of medicaid physician fee increases on health care access, utilization, and expenditures. *Health services research*, 53(2):690–710.
- [18] CAMBOIS, E., LABORDE, C. et ROBINE, J.-M. (2008). La «double peine» des ouvriers : plus d’années d’incapacité au sein d’une vie plus courte. *Population Societes*, (1):1–4.
- [19] CANDON, M., ZUCKERMAN, S., WISSOKER, D., SALONER, B., KENNEY, G. M., RHODES, K. et POLSKY, D. (2018). Declining medicaid fees and primary care appointment availability for new medicaid patients. *JAMA internal medicine*, 178(1):145–146.
- [20] CARRÉ, B. (2022). *L’accès aux soins et à l’assurance complémentaire des ménages pauvres : le rôle des subventions publiques*. Thèse de doctorat, Université Paris sciences et lettres.
- [21] CHAREYRON, S., L’HORTY, Y. et PETIT, P. (2020). Les refus de soins discriminatoires : tests multicritères et représentatifs dans trois spécialités médicales.
- [22] CLARK, A. E. (2018). Four decades of the economics of happiness : Where next? *Review of Income and Wealth*, 64(2):245–269.
- [23] CNAM (2015). Rapports charges et produits pour l’année 2016.
- [24] COHEN, J. W. (1993). Medicaid physician fees and use of physician and hospital services. *Inquiry*, pages 281–292.
- [25] COUFFINHAL, A., DOURGNON, P., GEOFFARD, P., GRIGNON, M., JUSOT, F., LAVIS, J., NAUDIN, F. et POLTON, D. (2005). Politiques de réduction des inégalités de santé, quelle place pour le système de santé. *Un éclairage européen. Questions d’économie de la santé [92 et 93]*.

- [26] CYLUS, J. et PAPANICOLAS, I. (2015). An analysis of perceived access to health care in europe : how universal is universal coverage? *Health policy*, 119(9):1133–1144.
- [27] CÉLANT, N. et ROCHEREAU, T. (2017). *L'Enquête santé européenne : enquête santé et protection sociale (EHIS-ESPS) 2014*. Numéro 566. IRDES.
- [28] de la SANTÉ PUBLIQUE, H. C. *et al.* (2009). Les inégalités sociales de santé : sortir de la fatalité. *Paris : HCSP*.
- [29] DECKER, S. L. (2007). Medicaid physician fees and the quality of medical care of medicaid patients in the usa. *Review of Economics of the Household*, 5(1):95–112.
- [30] DECKER, S. L. (2009). Changes in medicaid physician fees and patterns of ambulatory care. *INQUIRY : The Journal of Health Care Organization, Provision, and Financing*, 46(3):291–304.
- [31] des Solidarités et de la SANTÉ, M. (2022). La complémentaire santé solidaire et l'accès aux soins. (5).
- [32] DESPRÉS, C. (2010). La couverture maladie universelle, une légitimité contestée : analyse des attitudes de médecins et dentistes à l'égard de ses bénéficiaires. *Prat Organ Soins*, 41(1):33–43.
- [33] DESPRÉS, C. (2008). Le non-recours aux droits : l'exemple de la protection sociale. *Vie sociale*, 1(1):21–96.
- [34] DESPRÉS, C. (2013). Significations du renoncement aux soins : une analyse anthropologique. *Sciences sociales et santé*, 31(2):71–96.
- [35] DESPRÉS, C., GUILLAUME, S. et COURALET, P.-E. (2009). Le refus de soins à l'égard des bénéficiaires de la couverture maladie universelle complémentaire à paris. *Fonds de financement de la protection complémentaire de la couverture universelle du risque maladie, La documentation française, collection des rapports publics*.
- [36] DESPRÉS, C. et LOMBRIL, P. (2017). Des pratiques médicales et dentaires, entre différenciation et discrimination : une analyse de discours de médecins et dentistes. *Rapport de recherche sous la responsabilité de Rémi Gagnayre et Pierre Lombrail, financé par le Fonds CMU-C et le Défenseur des droits*.
- [37] DESPRÉS, C., DOURGNON, P., FANTIN, R. et JUSOT, F. (2011). Le renoncement aux soins pour raisons financières : une approche économétrique. *Questions d'économie de la santé*, 170:1–6.
- [38] DEVAUX, M. (2015). Income-related inequalities and inequities in health care services utilisation in 18 selected oecd countries. *The European Journal of Health Economics*, 16(1):21–33.

- [39] DORMONT, B. (2019). Supplementary health insurance and regulation of healthcare systems. *In Oxford Research Encyclopedia of Economics and Finance*.
- [40] DORMONT, B., GEOFFARD, P.-Y. et TIROLE, J. (2014). Refonder l'assurance-maladie. *Notes du conseil d'analyse économique*, (2):1–12.
- [41] DORMONT, B. et PÉRON, M. (2016). Does health insurance encourage the rise in medical prices? a test on balance billing in france. *Health economics*, 25(9):1073–1089.
- [42] DREES (2020). *Minima sociaux et prestations sociales - Ménages aux revenus modestes et redistribution - Édition 2019. Panoramas de la DREES*.
- [43] DREES (2021). Les dépenses de santé en 2020 - résultats des comptes de la santé - Édition 2021. panoramas de la drees.
- [44] DUFOUR-KIPPELEN, S., LEGAL, A. et WITTWER, J. (2006). Comprendre les causes du non recours à la cmuc.
- [45] D'UVA, T. B. et JONES, A. M. (2009). Health care utilisation in europe : new evidence from the echp. *Journal of health economics*, 28(2):265–279.
- [46] FINKELSTEIN, A., LUTTMER, E. F. et NOTOWIDIGDO, M. J. (2009). Approaches to estimating the health state dependence of the utility function. *American Economic Review*, 99(2):116–21.
- [47] FINKELSTEIN, A., LUTTMER, E. F. et NOTOWIDIGDO, M. J. (2013). What good is wealth without health? the effect of health on the marginal utility of consumption. *Journal of the European Economic Association*, 11(suppl_1):221–258.
- [48] FINKELSTEIN, A., TAUBMAN, S., WRIGHT, B., BERNSTEIN, M., GRUBER, J., NEWHOUSE, J. P., ALLEN, H., BAICKER, K. et GROUP, O. H. S. (2012). The oregon health insurance experiment : evidence from the first year. *The Quarterly journal of economics*, 127(3):1057–1106.
- [49] FLEURBAEY, M., LUCHINI, S., MULLER, C. et SCHOKKAERT, E. (2013). Equivalent income and fair evaluation of health care. *Health Economics*, 22(6):711–729.
- [50] FLEURBAEY, M., LUCHINI, S. et SCHOKKAERT, E. (2009). évaluation économique en santé : qui a peur de l'étalon monétaire? *Revue de philosophie économique*, 10(1):19–34.
- [51] FLEURBAEY, M. et SCHOKKAERT, E. (2011). Equity in health and health care. *In Handbook of health economics*, volume 2, pages 1003–1092. Elsevier.
- [52] FONDS CMU (2019). Rapport annuel sur l'aide au paiement d'une complémentaire santé. Rapport technique.
- [53] FOUQUET, M. et POLLAK, C. (2022). L'assurance maladie publique contribue fortement à la réduction des inégalités de revenu. *études et résultats, DREES*, 1220.

- [54] FRANC, C., PERRONNIN, M. et PIERRE, A. (2016). Supplemental Health Insurance and Healthcare Consumption—A Dynamic Approach to Moral Hazard. *Health economics*, 25(12):1582–1598.
- [55] GERUSO, M., LAYTON, T. J., MCCORMACK, G. et SHEPARD, M. (2019). The two margin problem in insurance markets. *The Review of Economics and Statistics*, pages 1–46.
- [56] GRIGNON, M., KAMBIA-CHOPIN, B. *et al.* (2009). *Income and the demand for complementary health insurance in France*. Institut de recherche et documentation en économie de la santé.
- [57] GRIGNON, M., PERRONNIN, M. et LAVIS, J. N. (2008). Does free complementary health insurance help the poor to access health care? evidence from france. *Health Economics*, 17(2):203–219.
- [58] GROSSMAN, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy*, 80(2):223-255.
- [59] GUTHMULLER, S., JUSOT, F., RENAUD, T. et WITTWER, J. (2014a). Comment expliquer le non-recours à l'aide à l'acquisition d'une complémentaire santé? les résultats d'une enquête auprès de bénéficiaires potentiels à lille en 2009. *Regards*, (2):59–74.
- [60] GUTHMULLER, S., JUSOT, F. et WITTWER, J. (2014b). Improving Takeup of Health Insurance Program A Social Experiment in France;. *Journal of Human Resources*, 49(1):167–194.
- [61] GUTHMULLER, S. et WITTWER, J. (2017). The impact of the eligibility threshold of a french means-tested health insurance programme on doctor visits : A regression discontinuity analysis. *Health economics*, 26(12):e17–e34.
- [62] GYRD-HANSEN, D. (2017). A stated preference approach to assess whether health status impacts on marginal utility of consumption. *Health economics*, 26(10):1224–1233.
- [63] JASPERSEN, J. G. (2022). When full insurance may not be optimal : The case of restricted substitution. *Health Economics*.
- [64] JESS, N. (2015). Les effets de la couverture maladie universelle complémentaire sur le recours aux soins. *Etudes et résultats*, (944).
- [65] JUSOT, F., CARRÉ, B. et WITTWER, J. (2019). Réduire les barrières financières à l'accès aux soins. *Revue française d'économie*, 34(1):133–181.
- [66] JUSOT, F., PERRAUDIN, C. et WITTWER, J. (2011). L'accessibilité financière à la complémentaire santé en france : les résultats de l'enquête budget de famille 2006.
- [67] LAPINTE, A. et LEGENDRE, B. (2021). Renoncement aux soins : la faible densité

- médicale est un facteur aggravant pour les personnes pauvres. *Etudes et résultats, DREES*, 1200.
- [68] LARDEUX, R. (2022). L'opinion des français sur les inégalités reflète-t-elle leur position sur l'échelle des revenus ? *Etudes et résultats, DREES*, 1243.
- [69] LEGAL, R. (2009). L'influence de l'offre de soins et du niveau des primes sur la demande d'assurance complémentaire santé en France. *Revue économique*, Vol. 60(2): 441–453.
- [70] LINK, B. G. et PHELAN, J. C. (2001). Conceptualizing stigma. *Annual review of Sociology*, pages 363–385.
- [71] LOISEAU, R. (2020). Aide au paiement d'une complémentaire santé : un niveau de couverture équivalent à celui des contrats du marché individuel en 2018. *Etudes et résultats*, (1142).
- [72] MACKENBACH, J. P., STIRBU, I., ROSKAM, A.-J. R., SCHAAP, M. M., MENVIELLE, G., LEINSALU, M. et KUNST, A. E. (2008). Socioeconomic inequalities in health in 22 european countries. *New England journal of medicine*, 358(23):2468–2481.
- [73] MIGNON, D. (2020). *Préférences, santé mentale, décisions d'assurance santé et inégalités dans le recours aux soins des jeunes adultes en France*. Thèse de doctorat, Université Paris sciences et lettres.
- [74] MITCHELL, J. B. (1983). Medicaid participation by medical and surgical specialists. *Medical Care*, pages 929–938.
- [75] MOFFITT, R. (1983). An economic model of welfare stigma. *The American Economic Review*, 73(5):1023–1035.
- [76] MORRISEY, M. A. (1994). *Cost shifting in health care : Separating evidence from rhetoric*. American Enterprise Institute.
- [77] NEWHOUSE, J. P., GROUP, R. C. I. E., STAFF, I. E. G. *et al.* (1993). *Free for all ? : lessons from the RAND health insurance experiment*. Harvard University Press.
- [78] OECD (2021). *Health at a Glance 2021*.
- [79] OLSEN, J. A. et SMITH, R. D. (2001). Theory versus practice : a review of 'willingness-to-pay' in health and health care. *Health economics*, 10(1):39–52.
- [80] PENDZIALEK, J. B., SIMIC, D. et STOCK, S. (2016). Differences in price elasticities of demand for health insurance : a systematic review. *The European Journal of Health Economics*, 17(1):5–21.
- [81] PERRONNIN, M. et LOUVEL, A. (2018). La complémentaire santé en 2014 : 5% de non-couverts et 12% parmi les 20% les plus pauvres. *Question d'économie de la santé*.

- [82] PIERRE, A., JUSOT, F., RAYNAUD, D. et FRANC, C. (2018). Généralisation de la complémentaire santé d'entreprise. *Revue économique*, 69(3):407–441.
- [83] PIERRE, A. (2022). L'absence de couverture par une complémentaire santé en France en 2019. Premiers résultats de l'Enquête santé européenne (EHIS). *Questions d'Économie de la Santé*, (268):1–6.
- [84] POLSKY, D., RICHARDS, M., BASSEYN, S., WISSOKER, D., KENNEY, G. M., ZUCKERMAN, S. et RHODES, K. V. (2015). Appointment availability after increases in medicaid payments for primary care. *New England Journal of Medicine*, 372(6):537–545.
- [85] REMLER, D. K. et GLIED, S. A. (2003). What other programs can teach us : Increasing participation in health insurance programs. *American journal of public health*, 93(1):67–74.
- [86] ROTHSHILD, M. et STIGLITZ, J. (1976). Equilibrium in competitive insurance markets : An essay on the economics of imperfect information. *Quarterly Journal of Economics*, 90(4):629–647.
- [87] SALIBA, B. et VENTELOU, B. (2007). Complementary health insurance in france who pays ? why ? who will suffer from public disengagement ? *Health Policy*, 81(2-3):166–182.
- [88] SALTZMAN, E. (2021). Managing adverse selection : underinsurance versus underenrollment. *The RAND Journal of Economics*, 52(2):359–381.
- [89] SCHOKKAERT, E., Van de VOORDE, C., DORMONT, B., FLEURBAEY, M., LUCHINI, S., SAMSON, A.-L. et THÉBAUT, C. (2013). Equity in health and equivalent incomes. *In Health and Inequality*. Emerald Group Publishing Limited.
- [90] SHARMA, R., TINKLER, S., MITRA, A., PAL, S., SUSU-MAGO, R. et STANO, M. (2018). State medicaid fees and access to primary care physicians. *Health economics*, 27(3):629–636.
- [91] SHEN, Y.-C. et ZUCKERMAN, S. (2005). The effect of medicaid payment generosity on access and use among beneficiaries. *Health services research*, 40(3):723–744.
- [92] SLOAN, F., MITCHELL, J. et CROMWELL, J. (1978). Physician participation in state medicaid programs. *Journal of Human resources*, pages 211–245.
- [93] STUBER, J. et SCHLESINGER, M. (2006). Sources of stigma for means-tested government programs. *Social Science & Medicine*, 63(4):933–945.
- [94] TUPPIN, P., BLOTIÈRE, P.-O., WEILL, A., RICORDEAU, P. et ALLEMAND, H. (2011). Surmortalité et hospitalisations plus fréquentes des bénéficiaires de la couverture médicale universelle complémentaire en 2009. *La Presse Médicale*, 40(6):e304–e314.

- [95] VISCUSI, W. K. (2014). The value of individual and societal risks to life and health. *In Handbook of the Economics of Risk and Uncertainty*, volume 1, pages 385–452. Elsevier.
- [96] VISCUSI, W. K. (2019). Utility functions for mild and severe health risks. *Journal of Risk and Uncertainty*, 58(2):143–166.
- [97] ZUCKERMAN, S. et GOIN, D. (2016). How much will medicaid physician fees for primary care rise in 2013? evidence from a 2012 survey of medicaid physician fees.

Chapitre I: Cost-shifting or demand inducing : How do French physicians react to the ban on balance billing for poor patients ?

co-written with Brigitte Dormont.

*A first version of this Chapter has been published in *Économie et Statistique*¹.*

1. Dormont, B. and Gayet, C. (2021). L'interdiction des dépassements d'honoraires pour les bénéficiaires de la CMU-C : quelles conséquences pour les médecins et dentistes libéraux ? *Économie et Statistique*, 524(1) :31-48.

Contents of the Chapter

1	Introduction	43
2	The French regulation of prices for physicians and dentists	45
3	Literature	46
4	Data	47
5	Descriptive analysis	48
6	Empirical strategy	51
7	Results	54
	7.1 Physician propensity to accept poor patients	54
	7.2 Impact on prices of accepting poor patients	55
	7.3 Impact of accepting poor patients on the volume of care provided	58
	7.4 Robustness checks	61
8	Conclusion	61
	Bibliography	62
	Appendix	65

ABSTRACT

CMUC is a means-tested program introduced in January 2000 that provides free complementary health insurance to low-income people in France. The CMUC law does not allow doctors to charge CMUC patients balance billing to ensure their access to care. Dentists' rates are also limited by ceiling prices when they receive CMUC patients. These financial constraints can stimulate discrimination against the poor, as observed in France and documented by several tests. Our purpose is to evaluate the impact of admitting CMUC patients on the rates and earnings of self-employed physicians and dentists. Does accepting poor patients imply a significant drop in the average fee per visit or procedure? Or can physicians and dentists neutralize the consequence of price limitation on poor patients by charging more balance billing to other patients? Or can they increase the volume of care provided to maintain their earnings despite the price restriction? We use longitudinal data recording the annual activity, fees, and information on the patient composition of self-employed physicians and dentists in 2005, 2008, 2011, and 2014. These data are drawn from an exhaustive administrative source and include 62,398 general practitioners, 37,247 specialists, 4,077 psychiatrists, and 39,155 dentists. These physicians are self-employed and belong to Sector 1, where physicians are not permitted to balance bill, or Sector 2, where physicians are allowed to charge balance billing. Our findings show that accepting poor patients implies a significant decrease in the average fee per visit or procedure : doctors do not compensate for the ban of balance billing for poor patients with a fee increase for other patients. In addition, we find that accepting poor patients increases the volume of care provided by general practitioners, specialists, and dentists, and this, only for Sector 2 doctors whose fees are constrained by the balance billing ban. This result can manifest induced demand behaviour from Sector 2 GPs and specialists.

1 Introduction

In France, a means-tested program provides free complementary health insurance to low-income people. It was introduced in January 2000 and called *Couverture maladie universelle complémentaire (CMUC)* until the end of 2019, when it was transformed into an extended program called *Complémentaire Santé Solidaire*. At the end of 2019, 5.78 million people benefited from CMUC, i.e. 8.6% of the French population [10]. To ensure access to care of its beneficiaries, doctors are not allowed to charge them balance billing. This creates a constraint on their price setting for many physicians when they receive CMUC patients (called hereafter poor patients). Similarly, dentists' rates are limited by ceiling prices for poor patients.

Self-employed physicians and dentists are obliged by law to accept all patients regardless of whether there are CMUC beneficiaries. However, several field experiments show that CMUC beneficiaries have more difficulty obtaining an appointment with a doctor than other patients [5, 12, 11]. Other empirical results show that their consultation duration is shorter [1].

One question is whether the price constraint imposed by the balance billing ban can stimulate discrimination against the poor. We aim to address this question in evaluating the impact of admitting CMUC patients on rates, earnings, and volume of care provided by self-employed physicians and dentists. Does accepting poor patients entail a significant drop in physician and dentist total earnings? Or can doctors neutralize the price limitation by charging other patients more balance billing ("dynamic cost-shifting" hypothesis)? Or do they increase the volume of care provided in reaction to the price restriction?

Identifying the financial constraint borne by physicians and their responses is of concern for public policy. Suppose physicians charge higher prices to some of their patients to compensate for the reduction in fees imposed on CMUC patients ("dynamic cost shifting"). In that case the price constraint increases other patients' out-of-pocket payments. An increase in the volume of care provided corresponds to supply-induced demand behaviour if it does not meet the population's needs and results in avoidable health expenditures. Understanding physicians' reactions is even more important because restrictions in doctors' fees were extended in 2013 to a larger proportion of the French population, i.e. 8.4% (instead of 6.9% in 2012).

We use longitudinal data recording the annual earnings, balance billing, activity, and information on the patient composition of self-employed physicians and dentists in 2005, 2008, 2011, and 2014. These register data are drawn from an exhaustive source set up by the French National health insurance (*Caisse nationale d'assurance maladie, CNAM*) and the French Public finance department (*Direction générale des finances publiques, DG-FiP*). We observe self-employed care providers : 62,398 general practitioners (GPs), 37,247 specialists, 4,077 psychiatrists, and 39,155 dentists. Physicians operating in ambulatory care can choose between two statutes : in Sector 1, they agree to charge no more than the reference fees and get tax reductions in return. In Sector 2, physicians are allowed to charge balance billing.

Our empirical strategy takes advantage of the fact that accepting CMUC patients affects fees only for Sector 2 physicians. Sector 1 physicians, who are not allowed to charge any patient balance billing, can serve as counterfactual. We estimate the impact of a change in the share of CMUC patients treated by a physician on the physician's average balance billing and fee per visit or procedure, the volume of care provided per patient, and the physician's total earnings. Our specifications include physician fixed effects. The proportion of CMUC patients treated by physicians is probably non-exogenous because it depends on physicians' propensity to accept them. To obtain consistent estimates, we use an instrumental variable estimator, using the proportion of CMUC beneficiaries in the *département* as an instrument (French territorial subdivision equivalent to a UK county). Although practice locations result from physician decisions when they set up their practice, this instrument can be deemed exogenous because physicians fixed effects eliminate this source of correlation.

Our findings suggest that refusals of care for poor patients are more important in Sector 2. Moreover, they show that doctors do not compensate for the loss of income due to the balance billing ban with an increase in balance billing for other patients. Otherwise, admitting CMUC beneficiaries leads to an increase in the volume of care per patient provided by general practitioners, specialists, and dentists. Taking Sector 1 physicians as a reference to measure the care needs of CMUC patients, we interpret this result as the manifestation of induced demand behaviour from Sector 2 GPs and specialists.

2 The French regulation of prices for physicians and dentists

In France, there is mandatory National health insurance (*Sécurité sociale*) which is financed by income-related contributions and acts as a single-payer. The effectiveness of coverage depends on the regulator's ability to control medical prices. For ambulatory care, the National health insurance signs agreements with physicians that fix regulated fees, which are the basis for reimbursements. The coverage is partial, with sizeable co-payments, and the individual out-of-pocket spending is not capped. For instance, the coverage of a consultation is 70% of the regulated fee.

In this system, individuals without complementary coverage risk catastrophic spending. As a result, most people purchase complementary health insurance, and means-tested free complementary health insurance is provided to the poor (CMUC). The maximum income for CMUC eligibility is low : for a single person, it is equal to 74% of the poverty level in 2019.

In France, ambulatory care is mostly provided by self-employed physicians paid on a fee-for-service basis. Physicians who choose Sector 1 are allowed to balance bill only in exceptional cases (a particular patient requirement or if the patient has not followed the officially approved care pathway). Sector 2 physicians are allowed to set their fees, i.e. to add balance billing to the regulated fee. After 1990, access to Sector 2 has been restricted for many GPs, so most of them are in Sector 1 (92% in 2014). As a result, balance billing concerns mostly specialists nowadays. From the patient perspective, out-of-pocket payment for a visit depends on the extent of their complementary coverage and the physician's sector. Notice that the distinction between Sector 1 and Sector 2 does not exist for dentists, who are all free to set their fees for prosthetic procedures.

In 2013, 95% of French people held complementary insurance, but more than 40% of contracts do not cover balance billing [13]. The CMUC covers co-payments and prohibits balance billing for its beneficiaries. For prosthetic care at dentists, the CMUC coverage is deemed more generous than basic complementary coverage purchased on the market. Indeed, it provides full coverage based on capped prices higher than the regulated prices set for the rest of the patients.

3 Literature

The theoretical analysis of the physician response to price regulation generally considers a monopolistic competition framework, where physicians have market power based on their localization and reputation. Facing a downward-sloping demand curve, physicians try to maximize their surplus [15, 7]. There is abundant American literature on how physicians react to differences in prices for different types of patients. In the USA, Medicare and Medicaid programs impose reduced fees for the patients they cover. In this context, physicians can substitute services to patients with reduced rates for services to other patients [22]. In practice, several empirical studies have shown that an increase (or a decrease) in Medicaid fees is associated with a higher (lower) probability for a physician to treat at least one Medicaid patient, a higher (lower) share of physicians patients covered by Medicaid, and a higher (lower) likelihood for a Medicaid patient to get an appointment [22, 16, 2, 18, 3, 20]. As concerns France, field experiments performed in showed that refusal of care for CMUC patients are more important in Sector 2, where physicians are allowed to charge balance billing, than in Sector 1 where there is no difference in fees between CMUC patients and the others [5, 12, 11].

Accepting patients with reduced rates could not be detrimental to physicians if they can counterbalance the negative impact of price limitation by increasing the balance billing charged to other patients. This idea of “dynamic cost-shifting” is still disputed among economists [17, 14, 19]. In theory, there is no room for increasing prices if physicians have already taken the price-elasticity of the demand function they face into account when first setting their prices (i.e. the magnitude of balance billing). There is no evidence that US physicians compensate for lower Medicaid reimbursement rates with higher prices charged to other patients. We found a paper by Showalter [21] that finds no significant negative correlation between Medicaid fees and the average price charged by physicians to their other patients. However, Showalter’s results are based on cross-sectional data and they are likely to be affected by a selection bias since less than 70% of physicians randomly selected for the survey returned the questionnaire.

To understand the possible reaction of doctors when they cannot prevent a decrease in their average fee per procedure, we can refer to the literature studying their behavior when they are price-takers. When fees are fixed administratively, the problem corresponds to the basic labor supply model. One stylized fact often observed is that doctors increase

the care services provided when the administrated price is reduced (i.e. the labor supply curve is backward bending). Several empirical studies find results suggesting that the income effect dominates the substitution effect, an increase in the regulated fee inducing a restriction in their total provision of care [4, 6] or, conversely, a reduction in the regulated fee leading to an increase in their total provision of care [9].

4 Data

Our data come from one administrative database set up by the French National health insurance (CNAM) and the French Public finance department (DGFIP). It records detailed information on the activity and earnings of all self-employed health providers. The data are longitudinal and concern four waves in 2005, 2008, 2011, and 2014. Dentists are observed in 2008, 2011, and 2014.

The data provide information on the total annual earnings received by physicians and dentists, and their breakdown into earnings from fee-for-service payments at the regulated prices, and earnings due to balanced billing, as well as lump-sum or P4P payments allocated by the National health insurance. In addition, we observe the volume of care provided by the physician (annual number of visits and procedures and annual number of different patients). Information on the physician is also available : age and gender, the first year of self-employed practice, specialty, and whether they chose Sector 1 (regulated fees) or Sector 2 (balance billing is allowed). The data also provide for each year detailed information on the physician's patients : age structure, proportion of women, share of patients with chronic diseases, share of CMUC patients.

Thanks to information on the physician's location, we can use French National institute of statistics and economic studies (*Institut national de la statistique et des études économiques*, INSEE) census data to measure indicators of health care needs and supply for care at the local level² : age of the population, unemployment rate and physician population ratio for every specialty. In addition, we use the information provided by the administrative authority in charge of CMUC on the annual average share of CMUC beneficiaries in

2. We observe the municipality where the practice is located. Municipalities are very small local authorities, there are 34,970 municipalities in France. Since the patients of one physician necessarily cover a larger territory than the municipality, it seemed more reasonable to us to aggregate our measures of local supply and demand for care at the level of the "city-county" (*Canton-ville*). The "city-county" corresponds to a grouping of one or more entire municipalities. There are 3,785 "city-county" in Metropolitan France. *Départements* are larger local authority : there are 96 *départements* in Metropolitan France.

the *département* where the physician is located.

We focus our study on full-time self-employed physicians and dentists working in Metropolitan France aged 65 or less, which correspond to 79.5% of all self-employed physicians and dentists working in France. We exclude from the analysis the stomatologists who practice balance billing, whatever their sector of activity, and the orthodontists because we don't have information about their balance billing. Physicians who practice as self-employed only part-time are also excluded because our data do not provide information on the volume of care provided as part of their salaried activity. After cleaning, the database covers 93.3% of full-time self-employed physicians and dentists working in Metropolitan France and aged 65 or less. We finally have 389,776 observations for 142,877 different doctors : 62,398 GPs, 37,247 specialists (including medical specialists, surgical specialists, radiologists, gynecologists, pediatricians, and anesthetists), 4,077 psychiatrists, and 39,127 dentists.

These register data provide plentiful information about self-employed physicians operating in France, which are exhaustively observed. The information is however limited in two ways : first, we observe the annual earnings, balance billing, and volume of activity, without being able to identify, in these variables, the part corresponding to CMUC patients. Second, we have no information on the duration of visits, nor on the physician's labour duration.

5 Descriptive analysis

Table 1 presents several characteristics of physicians' and dentists' activity, fees and earnings. Statistics are displayed separately for GPs, specialists, and psychiatrists³ in Sector 1 and Sector 2 and for dentists (there is no sector for dentists). A high proportion of specialists and psychiatrists operate in Sector 2, respectively 39.4% and 24.5%. Only 9.4% GPs are in Sector 2, and this proportion is decreasing over time because of the strong restrictions put for them since 1990.

The figures in Table 1 show differences between specialties in the structure of physician activity. GPs see between 1,400 and 1,700 different patients each year with around 3 visits

3. Distinctive characteristics of psychiatrists made us decide to consider them separately from other specialists. We check throughout the study that all estimators are unbiased by the aggregation of other specialties : medical specialists, surgical specialists, radiologists, gynecologists, pediatricians and anesthetists.

per year. Specialists see much more patients with about one consultation per patient. More precisely, they see on average 3,500 different patients in Sector 1 and 2,500 in Sector 2, for whom they perform about 1 visit and 1 procedure. The psychiatrists' activity is very different from other specialists because they don't have many patients, with a lot of encounters : they have around 400 patients with 10 visits in a year. Finally, dentists receive 830 different patients for whom they perform more than 3 procedures and very few visits. Interestingly, Sector 2 physicians, who charge higher fees, have a lower volume of activity than physicians in Sector 1 : they have fewer patients and perform fewer visits and procedures per patient.

Because of their possibility to charge balance billing, specialists and psychiatrists in Sector 2 have higher annual earnings than those in Sector 1, with a difference equal to 24,000€ for specialists and to 20,000€ for psychiatrists. Their lower volume of activity is more than compensated by higher prices. On average the balance billing per visit or procedure equals 14€ for GPs, 30€ for specialists and 28€ for psychiatrists in Sector 2 (balance billing in Sector 1 is exceptional and negligible on average). Dentists receive an average of 415€ per prosthetic procedure, of which 309€ comes from balance billings⁴.

The bottom of Table 1 gives information on the reception of CMUC beneficiaries by physicians. CMUC patients represent a small minority of patients, which is consistent with their share at the national level (7.1% in 2014). For every specialty, the share of CMUC patients is lower in Sector 2 : 4.2% for Sector 2 GPs (instead of 8.8% in Sector 1), 4.8% and 3.9%, respectively, for Sector 2 specialists and psychiatrists (instead of 5.2% and 7.1% in Sector 1). Interestingly, we observe that physicians and dentists who have no CMUC patients are very scarce (e.g. 0.2% of Sector 1 GPs and specialists), except for Sector 2 psychiatrists : 9.0% of them do not see any CMUC patient. This might be explained by mechanisms on the demand side due to geographical locations of CMUC patients. One observes, however, that the proportion of CMUC beneficiaries is evenly distributed across *départements*. But it is possible that CMUC beneficiaries are closer to physicians in Sector 1 than to physicians in Sector 2 within *départements*. In any case, these inequalities in the reception of poor patients are consistent with known mechanisms on the supply side, in particular the fact that care refusals are particularly frequent among psychiatrists of Sector 2.

4. Doctors' earnings are also made of a part of lump-sum and P4P payments. But this part is very small : 6.3% for GPs, 1.3% for specialists, 0.1% for psychiatrists and 0.2% for dentists.

TABLE 1 – Descriptive statistics

	General practitioners			Specialists			Psychiatrists			Dentists				
	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2		
Nb. of observations	189,631		100,155		10,971		89,019							
Nb. of physicians	62,398		37,247		4,077		39,155							
Sh. of sector 2	9.4		39.4		24.5		-							
Sector	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2				
Annual provision of care														
Nb. of different patients	1713.3	(788.3)	1349.4	(784.8)	3513.8	(2992.2)	2503.6	(2415.6)	416.5	(315.3)	334.3	(258.1)	829.0	(407.9)
Nb. of visits or procedures/patient	3.2	(1.2)	3.1	(1.8)	2.3	(2.2)	2.0	(0.8)	9.9	(6.5)	9.4	(5.6)	3.9	(1.3)
- of which visits/patient	3.2	(1.2)	2.7	(1.6)	0.9	(1.1)	1.1	(0.7)	9.8	(6.5)	9.4	(5.6)	0.4	(0.2)
Annual fees and BB.														
Total earnings (K€)	148.1	(65.5)	144.3	(98.4)	299.5	(249.4)	323.4	(215.5)	136.7	(86.4)	156.7	(94.2)	240.5	(134.8)
Av. fee/visit or procedure (€)	29.1	(70.7)	41.6	(27.2)	50.9	(77.9)	86.4	(60.7)	42.6	(6.1)	66.2	(17.4)	-	-
Av. fee/prosthetic procedure (€)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	415.0	(125.5)
Av. BB./visit or procedure (€)	0.2	(1.2)	13.9	(26.1)	1.2	(15.2)	30.0	(37.4)	1.0	(3.2)	27.8	(17.1)	-	-
Av. BB./prosthetic procedure (€)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	309.3	(121.7)
CMUC patient reception														
Sh. of CMUC patients	8.8	(8.6)	4.2	(4.3)	5.2	(4.5)	4.8	(3.9)	7.1	(5.4)	3.9	(3.6)	6.3	(7.1)
at the physician level (% pt.)														
Sh. of CMUC beneficiaries	6.3	(2.4)	5.9	(2.1)	6.3	(2.3)	6.3	(2.2)	6.4	(2.3)	6.2	(2.0)	6.2	(2.3)
at the <i>département</i> level (% pt.)														
Sh. of physicians with zero	0.2	(4.7)	1.2	(10.9)	0.2	(4.9)	0.3	(5.5)	2.3	(15.1)	9.0	(28.7)	1.2	(10.8)
CMUC patient (% pt.)														

Nb. number ; Sh. share ; pt. point ; Av. average ; BB. balance billing.

Notes : Standard deviation in parenthesis. Psychiatrists are considered apart because they are very different from other specialists.

Source and field : CNAM-INSEE-CMUC fund File. Full-time self-employed physicians and dentists in metropolitan France. All were 65 years old and under. Pooled observations for 2005, 2008, 2011 and 2014.

6 Empirical strategy

Our purpose is to address three empirical questions :

(i) Do physicians and dentists counterbalance the low rates imposed for CMUC patients by increasing the balance billing charged to other patients ?

(ii) Does the admittance of CMUC beneficiaries entail a significant decrease in physician and dentist earnings ?

(iii) Do doctors react with an increase in the volume of care provided ?

To examine these questions, we estimate equations explaining the log transformation of five variables of interest : for question (i), the average fee per visit or procedure and the average balance billing per visit or procedure; for question (ii), annual earnings; for question (iii), the annual number of visits or procedures per patient and the annual number of different patients. Because we do not observe balance billing charged for each patient, for question (i) we can only test if average fee (or balance billing) per visit or procedure is affected by a rise in the proportion of CMUC patients. In other words we can test if doctors are able to raise balance billing charged to other patients in order to offset entirely the constraint on fees. The estimations are performed separately for GPs, specialists, psychiatrists, and dentists. In each case, we estimate the impact of a variation in the share of CMUC patients observed at the physician level on the variables of interest.

We consider the following specification :

$$y_{itc,s} = \pi_{itc,s}\beta_s + X'_{itc,s}\delta_s + D'_{tc,s}\gamma_s + \lambda_{t,s} + \phi_i + e_{itc,s} \quad (1)$$

pour $i = 1 \dots n$; $t = 2005, 2008, 2011, 2014$; $c = 1 \dots 3785$ and $s = 1, 2$

The dependent variable $y_{itc,s}$ is one of our variables of interest, observed for physician i in year t , whose practice is located in "city-county" c and the subscript s indicates the physician Sector 1 or 2. The variables of interest $y_{itc,s}$ are the log transformation of the average fee per visit or procedure, the average balance billing per visit or procedure, annual earnings, annual number of visits or procedures per patient and annual number of different patients.

$\pi_{itc,s}$ is the share of CMUC patients observed for physician i in year t , located in "city-county" c , belonging to sector s . $X'_{itc,s}$ is a vector of average characteristics of patients : age and gender composition and share with chronic diseases. Variables $D_{tc,s}$ are observed at the "city-county" level and describe characteristics of local demand and supply for care that include inhabitants age structure, unemployment rate and medical density measured by the physician population ratios for, respectively, GPs, specialists, psychiatrists and dentists.

The estimated specifications also include physician specific effects (ϕ_i); year fixed effects ($\lambda_{t,s}$) and an idiosyncratic error term ($e_{itc,s}$). We implemented Hausman tests to examine the validity of the hypothesis of random physician effects. This was rejected ($p < 1\%$) for each estimated equation. So, we considered physician fixed effects.

Our specifications stack Sector 1 and Sector 2 physicians, allowing for coefficients to differ for doctors of sectors 1 and 2. Given that balance billing is negligible in Sector 1, we explain this variable in Sector 2 only. Given that there is no sector for dentists, we estimate equation (1) taking them altogether.

Including Sector 1 physicians in our specification enables us to take them as a counterfactual to measure the financial constraint due to the balance billing ban. Because of it, an increase in the share of CMUC patients is likely to impact fee per visit of Sector 2 doctors only, because Sector 1 doctors can charge balance billing only in exceptional cases. In some way, the test for significance of the impact on fee per visit in Sector 1 doctors is equivalent to a placebo test. If it is the ban that create the decrease in fees per visit, then the impact should be non significant for Sector 1 doctors and significantly negative for Sector 2 doctors.

When we examine the impact of more poor patients on the volume of care provided (measured by the number of visits per patient and the number of different patients), we must keep in mind that CMUC patients are poor people with more care needs, for given age and gender, than other patients [23, 8]. Here again physicians of Sector 1 serve as counterfactual. Assuming that CMUC patients visiting Sector 2 physicians have on average the same care needs as CMUC patients visiting Sector 1 physicians, a higher impact on the volume of care provided by Sector 2 physicians can be interpreted as a strategic reaction to the pressure on fees resulting from the balance billing ban. As concerns den-

tists, there is no counterfactual because they are all impacted by price restriction imposed by the CMUC law.

Our main explanatory variable, the proportion of CMUC patients accepted by the physician $\pi_{itc,s}$ is likely to be non-exogenous. Indeed, for a given demand arising from individuals covered by the CMUC, the physician's propensity to accept or refuse CMUC patients is probably correlated with unobserved heterogeneity $e_{itc,s}$ that influence our variables of interest. To obtain consistent estimates, we use an instrumental variable estimator. Our excluded instrument is the proportion of CMUC beneficiaries observed in the *département* where the physician is located. This instrument is well correlated with our variable $\pi_{itc,s}$ for GPs, specialists and dentists (see results in table 2 described hereafter). This is not the case, however, regarding psychiatrists, where the first stage Fisher is very small (2.9), showing that the instrumental variable estimation is likely to be seriously biased because of a weak instrument problem. One could question the exogeneity of our instrument on the argument that doctors who are reluctant to treat the poor can choose their location accordingly. However, this refers to a time invariant source of correlation which is eliminated by our physician fixed effects. So, this instrument can be deemed exogenous in our specification. For a check, we have looked at the results obtained when restricting our analysis to physicians who set up their practice and chose their location before 2000 (when the CMUC law was introduced). The results are similar, as shown in the tables A2, A3, A4 et A5 in the appendix.

We estimate the first stage equation separately for GPs, specialists, psychiatrists and dentists, stacking Sector 1 and Sector 2 doctors, with coefficients that can vary depending on the sector. Dentists are taken all together.

$$\pi_{itc,s} = P_{d(i),t}a_s + X'_{itc,s}b_s + D'_{tc,s}f_s + \theta_{t,s} + \eta_i + \xi_{itc,s} \quad (2)$$

pour $i = 1 \dots n$; $t = 2005, 2008, 2011, 2014$; $c = 1 \dots 3785$; $s = 1, 2$ and $d = 1 \dots 96$

$P_{d(i),t}$ is the proportion of CMUC beneficiaries in the *département* d where physician i is located, in year t .

To sum up, we estimate model 1 by Ordinary least squares (OLS) and the instrumental variable estimator (IV), allowing for clusters at the *département* level. Hausman tests are implemented in each case to test for the exogeneity of $\pi_{itc,s}$. If the Hausman test leads to

a rejection of $\pi_{itc,s}$ exogeneity, we interpret IV estimation results.

7 Results

7.1 Physician propensity to accept poor patients

Table 2 displays the estimated coefficients of the instrument, i.e the share of CMUC patients in the *département* in the first stage estimations (equation 2) for GPs, specialists, psychiatrists and dentists. The excluded instrument is significantly and positively correlated with the share of CMUC patient accepted by the physician. We observe sizeable values of the Fisher statistic that show that the instrument is not weak, except for psychiatrists, for which we cannot believe that the IV estimation will be consistent.

The link between the share of CMUC beneficiaries in the *département* and the share of CMUC patients accepted by the doctor is always smaller in Sector 2. For Sector 1 GPs, the coefficient is not statistically different from 1 : an increase of 1 percentage point in the share of CMUC beneficiaries in the *département* is associated with a similar increase in the proportion of CMUC patients accepted by the GP. For GPs of Sector 2 the coefficient is much smaller (0.499) and for other sector doctors or dentists it is always lower than 0.5. These coefficients are not that easy to interpret. The difference between sectors might reflect more reluctance of Sector 2 doctors to accept CMUC patients. They can also derive from specificities of the location of CMUC patients with respect to the practices of Sector 2 doctors, or from the fact that the GP acting as a gatekeeper might refer them more likely to Sector 1 specialists.

TABLE 2 – Propensity to accept CMUC patients (first stage)

		Sh. of CMUC patients at physi- cian level (% pt.)	∈[95% CI] (CI for a coeffi- cient equal to 1)	Fisher for the significance of the instrument	Within-R ²	Observations
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Regressor : Sh. of CMUC beneficiaries at <i>département</i> level (% pt.)						
General practitioners	S1	0.966***	(0.1249)	yes	0.3140	189,631
	S2	0.499***	(0.0522)	no		
Specialists	S1	0.733***	(0.0705)	no	0.3324	100,155
	S2	0.493***	(0.1312)	no		
Psychiatrists	S1	0.431 ⁺	(0.2434)	no	0.2359	10,971
	S2	0.374*	(0.1703)	no		
Dentists		0.405***	(0.0426)	no	0.1176	89,019

Sh. share; pt. point.

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.

Reading : An increase of 1 percentage point in the share of CMUC beneficiaries in the *département* is associated with an increase in the share of sector 1 general practitioners patients covered by CMUC (+0.966 percentage point).

Note.s : Psychiatrists are considered apart because they are very different from other specialists. We run pooled regressions for both sector 1 and sector 2 physicians which are performed with physician fixed effects and year fixed effects. Other regressors are patient characteristics (age structure and share with chronic diseases), characteristics of local demand for care (inhabitants age structure, unemployment rate) and of local supply for care (physician population ratios for, respectively, general practitioners, specialists, psychiatrists and dentists).

Source and field : CNAM-INSEE-CMUC fund File. Full-time self-employed physicians and dentists in metropolitan France. All were 65 years old and under. Pooled observations for 2005, 2008, 2011 and 2014.

7.2 Impact on prices of accepting poor patients

Table 3 and 4 present OLS and IV estimations of parameter β_s which estimate the impact of a variation in the share of CMUC patients accepted by the physician on our variables of interest ($y_{itc,s}$). We report p-values of Hausman tests. We adopt a p-value of 5% to reject the null hypothesis. Depending on the result of the Hausman test, we focus on the estimation provided by OLS-FE (exogeneity of $\pi_{itc,s}$ not rejected, in which case OLS is consistent and efficient) or IV-FE. Given that our instrument is considered weak for psychiatrists, we cannot hold the estimates to be consistent nor the Hausman test to be reliable for psychiatrists.

The impact of accepting poor patients on the average balance billing charged by Sector 2 physicians is shown in column (2) of table 3. An increase of 1 percentage point in the share of patients covered by CMUC is associated with a decrease in the GPs' average balance billing per visit or procedure (-5.9%), specialists' average balance billing per visit or procedure (-6.7%) and dentists' average balance billing per prosthetic procedure (-0.8%). So, physicians do not counterbalance the low fee imposed for CMUC patients by increasing the balance billing charged to other patients. The fully "dynamic cost shifting" hypothesis is rejected.

Column (1) of table 3 indicates that accepting CMUC patients is associated with a decrease in the average fee per visit or procedure for Sector 2 GPs (-0.44%) and specialists (-0.59%) and in the average fee per prosthetic procedure for dentists (-0.59%). For GPs and specialists, the null hypothesis that impacts are similar in Sector 1 and 2 ($\beta_1 = \beta_2$) is rejected, the drop in the average fee per visit or procedure is significantly negative in Sector 2, and non-significant in Sector 1. Hence, the balance billing ban imply for Sector 2 GPs and specialists an actual impact of accepting poor patients on their average fee per visit or procedure. The same result holds for dentists, even if we have no counterfactual in their case.

Results displayed in the column (3) of table 3 show the impact of accepting CMUC patients on doctors' earnings. The decrease observed in the average fee or balance billing per visit has no significant impact on total earnings of Sector 2 doctors and dentists, except a decrease for specialists (-0.68%). Results on total earnings can be explained by volume effects.

TABLE 3 – Impact on prices of accepting CMUC patients

		Ln(Average fee /visit or procedure) (1)		Ln(Average BB. /visit or procedure) (2)		Ln(Annual earnings) (3)	
Regressor : Sh. of CMUC patients at physician level (% pt.)							
General practitioners		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
	β_1	0.000312 (0.000299)	-0.00402 (0.00284)			0.00307* (0.00126)	-0.0169*** (0.00474)
	β_2	-0.00442*** (0.000748)	-0.0128+ (0.00741)	-0.0154*** (0.00198)	-0.0588** (0.0184)	-0.00313 (0.00292)	-0.00997 (0.0148)
	$\beta_1 = \beta_2$ (p-value)	0.0000	0.1587			0.0205	0.6408
	Hausman (p-value)	0.1208		0.0104		0.0000	
	Within-R ²	0.3298	0.3160	0.0731		0.0864	0.0456
	Observations	189,631	189,631	18,089	18,089	189,631	189,631
Specialists		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
	β_1	0.000758 (0.000735)	0.00120 (0.00442)			0.00345 (0.00403)	-0.00919 (0.00828)
	β_2	-0.00586*** (0.00101)	-0.0285*** (0.00740)	-0.0196*** (0.00225)	-0.0666*** (0.0166)	-0.00682** (0.00246)	-0.0132 (0.0106)
	$\beta_1 = \beta_2$ (p-value)	0.0000	0.0003			0.0362	0.7306
	Hausman (p-value)	0.1602		0.0023		0.1490	
	Within-R ²	0.0515	0.0368	0.1458	0.1043	0.0207	0.0178
	Observations	100,155	100,155	36,729	36,729	100,155	100,155
Psychiatrists		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
	β_1	-0.00252*** (0.000413)	0.00433 (0.00804)			0.00313 (0.00364)	0.00253 (0.0204)
	β_2	-0.00832*** (0.00227)	-0.00542 (0.0130)	-0.0256** (0.00737)	-0.0540 (0.0487)	0.00869 (0.00981)	-0.0617 (0.0474)
	$\beta_1 = \beta_2$ (p-value)	0.0099	0.4739			0.6061	0.2000
	Hausman (p-value)	0.3817		0.5057		0.3955	
	Within-R ²	0.2225	0.1563	0.3558	0.3120	0.0346	
	Observations	10,971	10,971	2,322	2,322	10,971	10,971
Dentists		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
	β	-0.00591*** (0.000382)	-0.00859 (0.0116)	-0.00851*** (0.000476)	-0.0178 (0.0140)	-0.000566 (0.00157)	0.0188 (0.0225)
	Hausman (p-value)	0.8195		0.5073		0.3654	
	Within-R ²	0.0141		0.0226	0.0197	0.0831	0.0620
	Observations	88,510	88,510	88,510	88,510	89,019	89,019

Sh. share; BB. balance billing.

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.

Reading : An increase of 1 percentage point in the share of sector 2 general practitioners patients covered by CMUC is associated with a decrease in their average fee per visits or procedures (-0.442%).

Note.s : Psychiatrists are considered apart because they are very different from other specialists. We run pooled regressions for both sector 1 and sector 2 physicians which are performed with physician fixed effects and year fixed effects. Other regressors are patient characteristics (age structure and share with chronic diseases), characteristics of local demand for care (inhabitants age structure, unemployment rate) and of local supply for care (physician population ratios for, respectively, general practitioners, specialists, psychiatrists, and dentists). All regressors are interacted with the sector. Standard errors (in parentheses) are clustered by *département*. The p-value of the Hausman test indicates if dependent variables (share of CMUC patients interacted with the sector) may be treated as exogenous.

Source and field : CNAM-INSEE-CMUC fund File. Full-time self-employed physicians and dentists in metropolitan France. All were 65 years old and under. Pooled observations for 2005, 2008, 2011 and 2014.

7.3 Impact of accepting poor patients on the volume of care provided

Estimations displayed in table 4 make it possible to examine if accepting more poor patients has an impact on the volume of care provided that is different for Sector 1 and Sector 2 physicians. Assuming that health care needs are the same for CMUC patients visiting Sector 1 and Sector 2 physicians, we can interpret differences in impacts as resulting from reactions of Sector 2 physicians because of the ban on balance billing. Studies have shown that CMUC patients have more care needs, for given age and gender than other patients [23, 8]. However, since they are younger, they might need less care in absolute terms if we cannot control for age, sex and health state at the patient level, which is our case because our data provide information only about proportions of age and gender categories in patients taken as a whole. Otherwise, our specifications control for demand for care with average indicators observed at the local ("city-county") level. Therefore, it is important to include Sector 1 doctors in our specification as a counterfactual.

So far, our estimates have shown that Sector 2 GPs, specialists, and dentists suffer from a significant drop in the average fee per visit or procedure when they receive a higher proportion of CMUC patients. How do they react to this forced decrease in price? Results in table 4, column (1) show that they experience a significant increase in their number of visits or procedures per patient (+0.3% for GPs and Specialists, and +1.8% for dentists)⁵. Regarding dentists we cannot go further in the interpretation because we have no counterfactual : it can be the case that CMUC patients have more needs in dental care than other patients. As concerns GPs and specialists however, we can look at what is happening in Sector 1. The contrasts are striking : for GPs, the number of visit or procedure per patient is decreasing in Sector 1 with a higher proportion of CMUC patients, whereas it is increasing in Sector 2 ; for Specialists, the number of visit or procedure per patient do not change significantly in Sector 1, whereas it is significantly increasing in Sector 2.

As stated in the literature section, doctors when they are price-takers, often react to a decrease on their fees by an increase in their total provision of care, suggesting that their labor supply curve is backward bending. Following this, Sector 2 physicians should react here to an imposed decrease in price by providing more care services. If it does not correspond to more care needs, as suggested by the fact that Sector 1 doctors do not

5. Note that because of the p-values of the Hausman tests we use OLS results for GPs and Specialists and IV results for Dentists.

provide significantly more care when they receive more CMUC patients, we can conclude that it is the manifestation of supply induced behaviour. Notice that Sector 2 GPs or specialists do not receive significantly less patients when they accept a higher proportion of CMUC patients, so the increase in care per patient actually corresponds to more care provided⁶.

6. Otherwise, no significant impacts are obtained for psychiatrists, for who we cannot be confident in the consistency of the estimates.

TABLE 4 – Impact of accepting CMUC patients on volume of care provided

		Ln(Nb. of visits or procedures/patients) (1)		Ln(Nb. of different patients) (2)	
Regressor : Sh. of CMUC patients at physician level (% pt.)					
General practitioners		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
	β_1	-0.00136* (0.000534)	-0.00385 (0.00288)	0.00412*** (0.000887)	-0.00905* (0.00421)
	β_2	0.00301* (0.00134)	0.00971 (0.00956)	-0.00172 (0.00247)	-0.00684 (0.0151)
	$\beta_1 = \beta_2$ (p-value)	0.0007	0.1211	0.0202	0.8909
	Hausman (p-value)	0.4209		0.0055	
	Within-R ²	0.3950	0.3935	0.2797	0.2613
	Observations	189,631	189,631	189,631	189,631
Specialists		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
	β_1	0.00124 (0.00125)	-0.00117 (0.00518)	0.00145 (0.00331)	-0.00922 (0.00809)
	β_2	0.00321** (0.00107)	0.0201* (0.00784)	-0.00416+ (0.00246)	-0.00488 (0.0101)
	$\beta_1 = \beta_2$ (p-value)	0.2478	0.0164	0.1305	0.6535
	Hausman (p-value)	0.6302		0.2860	
	Within-R ²	0.3438	0.3391	0.1925	0.1907
	Observations	100,155	100,155	100,155	100,155
Psychiatrists		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
	β_1	0.0000113 (0.00192)	-0.0262 (0.0276)	0.00564* (0.00257)	0.0244 (0.0288)
	β_2	0.00380 (0.00598)	-0.0723 (0.0441)	0.0132+ (0.00708)	0.0160 (0.0323)
	$\beta_1 = \beta_2$ (p-value)	0.5677	0.3690	0.3003	0.8239
	Hausman (p-value)	0.0176		0.4598	
	Within-R ²	0.1402		0.0549	0.0227
	Observations	10,971	10,971	10,971	10,971
Dentists		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
	β	0.00448*** (0.000480)	0.0185** (0.00568)	0.000538 (0.00106)	-0.0130 (0.0166)
	Hausman (p-value)	0.0090		0.4050	
	Within-R ²	0.2643	0.2169	0.1568	0.1381
	Observations	89,019	89,019	89,019	89,019

Nb. number ; Sh. share.

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.

Reading : An increase of 1 percentage point in the share of sector 1 general practitioners patients covered by CMUC is associated with a decrease in their number of visits or procedures par patient (-0.136%).

Notes : Psychiatrists are considered apart because they are very different from other specialists. We run pooled regressions for both sector 1 and sector 2 physicians which are performed with physician fixed effects and year fixed effects. Other regressors are patient characteristics (age structure and share with chronic diseases), characteristics of local demand for care (inhabitants age structure, unemployment rate) and of local supply for care (physician population ratios for, respectively, general practitioners, specialists, psychiatrists, and dentists). All regressors are interacted with the sector. Standard errors (in parentheses) are clustered by *département*. The p-value of the Hausman test indicates if dependent variables (share of CMUC patients interacted with the sector) may be treated as exogenous.

Source and field : CNAM-INSEE-CMUC fund File. Full-time self-employed physicians and dentists in metropolitan France. All were 65 years old and under. Pooled observations for 2005, 2008, 2011 and 2014.

7.4 Robustness checks

Our results are robust to several checks. First, as concerns reactions on care volumes, we based our interpretation in terms of supply induced demand on the assumption that differences between Sector 1 and 2 doctors can only be due to strategic reactions from Sector 2 doctors to the balance billing ban. However, GPs and specialists of Sector 1 can saturate their working time and be unable to raise their activity. This would explain differences in reactions : in this case, CMUC patients would have higher needs than other patients, with no reactions of Sector 1 doctors because they have previously reached their maximum possible activity. To examine this objection, we have run our estimations on a restricted sample, where high activity physicians have been removed. Results are shown in table A1 : they show that non saturated doctors of sector 1 still experience a decrease in their activity per patient (GPs) or have no significant change in their activity (specialists). This provides a confirmation of the supply-induced demand interpretation.

Second, we run our estimations on a sub-sample containing only physicians who set up their practice and chose their location before 2000. Indeed, we used the proportion of people covered by CMUC in the *département* as an instrument to deal with the possible endogeneity of the share of poor patients accepted by the physician. This instrument could be criticized because doctors who are reluctant to treat the poor can choose their location accordingly. Even if we think that this objection is not relevant because doctor's location is a time-invariant characteristic and we included doctor specific effects in our specifications, finding similar results on doctor who set their practice before any coverage for the poor is an additional check. This is the case, as can be seen in tables A2, A3, A4 and A5 in the appendix.

Finally, as stated in the introduction, there was a sizeable increase in the total number of people protected by the balance ban in 2013. So, it was important to check that results are not changed when removing observations of wave 2014 : this can be seen in table A6, A7, A8 and A9 in the appendix.

8 Conclusion

Our results show that Sector 2 GPs and specialists, as well as dentists, do not neutralize the CMUC financial constraint by increasing the balance billing charged to other patients. If cost-shift exist, it provides only a partial compensation and the average fee per visit or

per procedure decreases when Sector 2 doctors or dentists accept more CMUC patients. However, our results show that this decrease in prices does not result in a significant decrease in total earnings because Sector 2 GPs and specialists and dentists increase the volume of care provided per patient at the same time. Taking Sector 1 physicians as a reference to measure care needs of CMUC patients, we interpret this result as the manifestation of induced demand behaviour from of Sector 2 GPs and specialists. We do not have counterfactual to interpret the rise in activity of dentists, that can be due to specific needs of poor patients or to supply-induced demand. To sum up, the balance billing ban that was introduced for enabling access to all doctors of poor patients covered by CMUC has undesirable effects through the care refusals documented by many studies. Our results show that accepting CMUC patients actually entails a significant decrease in average fee per visit or procedure for Sector 2 doctors. We find also empirical evidence that doctors react by inducing more demand for care, which is a source of inefficient additional expenditures for the social health insurance.

Bibliographie

- [1] Breuil-Genier, P. and Goffette, C. (2006). La durée des séances des médecins généralistes. *Etudes et résultats*, (481).
- [2] Buchmueller, T. C., Orzol, S., and Shore-Sheppard, L. D. (2015). The effect of medicaid payment rates on access to dental care among children. *American Journal of Health Economics*, 1(2) :194–223.
- [3] Candon, M., Zuckerman, S., Wissoker, D., Saloner, B., Kenney, G. M., Rhodes, K., and Polsky, D. (2018). Declining medicaid fees and primary care appointment availability for new medicaid patients. *JAMA internal medicine*, 178(1) :145–146.
- [4] Chanel, O., Paraponaris, A., Protière, C., and Ventelou, B. (2017). Take the money and run? hypothetical fee variations and french gps’ labour supply. *Revue économique*, 68(3) :357–377.
- [5] Chareyron, S., l’Horty, Y., and Petit, P. (2020). Les refus de soins discriminatoires : tests multicritères et représentatifs dans trois spécialités médicales.
- [6] Chen, A. (2014). Do the poor benefit from more generous medicaid physician payments? *Social Science Research Network Working Paper Series*.
- [7] Clerc, I., l’Haridon, O., Paraponaris, A., Protopopescu, C., and Ventelou, B. (2012). Fee-for-service payments and consultation length in general practice : a work–leisure trade-off model for french gps. *Applied Economics*, 44(25) :3323–3337.
- [8] CNAM (2015). Rapports charges et produits pour l’année 2016.
- [9] Coudin, E., Pla, A., and Samson, A.-L. (2015). Gp responses to price regulation : evidence from a french nationwide reform. *Health economics*, 24(9) :1118–1130.
- [10] des Solidarités et de la Santé, M. (2022). La complémentaire santé solidaire et l’accès aux soins. (5).
- [11] Despres, C. (2010). La couverture maladie universelle, une légitimité contestée : analyse des attitudes de médecins et dentistes à l’égard de ses bénéficiaires. *Prat Organ Soins*, 41(1) :33–43.
- [12] Desprès, C., Guillaume, S., and Couralet, P.-E. (2009). Le refus de soins à l’égard des bénéficiaires de la couverture maladie universelle complémentaire à paris. *Fonds*

de financement de la protection complémentaire de la couverture universelle du risque maladie, La documentation française, collection des rapports publics.

- [13] DREES (2016). La complémentaire santé : acteurs, bénéficiaires, garanties. Édition 2016. *Panoramas de la DREES*.
- [14] Ginsburg, P. B. (2003). Can hospitals and physicians shift the effects of cuts in medicare reimbursement to private payers? cost shifting is more pronounced under certain conditions, but there definitely is an economic basis for its existence. *Health Affairs*, 22(Suppl1) :W3–472.
- [15] Glazer, J. and McGuire, T. G. (1993). Should physicians be permitted to ‘balance bill’patients? *Journal of Health Economics*, 12(3) :239–258.
- [16] Mitchell, J. B. (1983). Medicaid participation by medical and surgical specialists. *Medical Care*, pages 929–938.
- [17] Morrissey, M. A. (1994). *Cost shifting in health care : Separating evidence from rhetoric*. American Enterprise Institute.
- [18] Polsky, D., Richards, M., Basseyn, S., Wissoker, D., Kenney, G. M., Zuckerman, S., and Rhodes, K. V. (2015). Appointment availability after increases in medicaid payments for primary care. *New England Journal of Medicine*, 372(6) :537–545.
- [19] Reinhardt, U. E. (2011). The many different prices paid to providers and the flawed theory of cost shifting : is it time for a more rational all-payer system? *Health Affairs*, 30(11) :2125–2133.
- [20] Sharma, R., Tinkler, S., Mitra, A., Pal, S., Susu-Mago, R., and Stano, M. (2018). State medicaid fees and access to primary care physicians. *Health economics*, 27(3) :629–636.
- [21] Showalter, M. H. (1997). Physicians’cost shifting behavior : Medicaid versus other patients. *Contemporary Economic Policy*, 15(2) :74–84.
- [22] Sloan, F., Mitchell, J., and Cromwell, J. (1978). Physician participation in state medicaid programs. *Journal of Human resources*, pages 211–245.
- [23] Tuppin, P., Blotière, P.-O., Weill, A., Ricordeau, P., and Allemand, H. (2011). Surmortalité et hospitalisations plus fréquentes des bénéficiaires de la couverture médicale universelle complémentaire en 2009. *La Presse Médicale*, 40(6) :e304–e314.

Appendix

TABLE A1 – Impact on prices of accepting CMUC patients for physicians with low or moderate activity

		All physicians		Physicians with low or moderate activity	
		Ln(Nb. of visits or procedures/patients) (1)		Ln(Nb. of visits or procedures/patients) (2)	
Regressor : Sh. of CMUC patients at physician level (% pt.)					
General practitioners		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
	β_1	-0.00136* (0.000534)	-0.00385 (0.00288)	-0.00177** (0.000542)	-0.00216 (0.00305)
	β_2	0.00301* (0.00134)	0.00971 (0.00956)	0.00220 (0.00141)	0.00757 (0.0106)
	$\beta_1 = \beta_2$ (p-value)	0.0007	0.1211	0.0049	0.3046
	Hausman (p-value)	0.4209		0.9755	
	Within-R ²	0.3950	0.3935	0.3753	0.3749
	Observations	189,631	189,631	128,408	128,408
Specialists		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
	β_1	0.00124 (0.00125)	-0.00117 (0.00518)	0.00198 ⁺ (0.00117)	0.00279 (0.00465)
	β_2	0.00321** (0.00107)	0.0201* (0.00784)	0.00283* (0.00127)	0.0188** (0.00751)
	$\beta_1 = \beta_2$ (p-value)	0.2478	0.0164	0.6063	0.0451
	Hausman (p-value)	0.6302		0.2590	
	Within-R ²	0.3438	0.3391	0.3644	0.3577
	Observations	100,155	100,155	70,163	70,163

Nb. number ; Sh. share.

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.

Reading : An increase of 1 percentage point in the share of sector 1 general practitioners patients covered by CMUC is associated with a decrease in their number of visits or procedures par patient (-0.136%).

Note.s : The column (2) presents the results for the sub-sample of general practitioners or specialists with low or moderate activity : i.e. the first three quartiles of the distribution of the total number of visits or procedures performed by general practitioners or specialists in all sectors combined. We run pooled regressions for both sector 1 and sector 2 physicians which are performed with physician fixed effects and year fixed effects. Other regressors are patient characteristics (age structure and share with chronic diseases), characteristics of local demand for care (inhabitants age structure, unemployment rate) and of local supply for care (physician population ratios for, respectively, general practitioners, specialists, psychiatrists, and dentists). All regressors are interacted with the sector. Standard errors (in parentheses) are clustered by *département*. The p-value of the Hausman test indicates if dependent variables (share of CMUC patients interacted with the sector) may be treated as exogenous.

Source and field : CNAM-INSEE-CMUC fund File. Full-time self-employed physicians and dentists in metropolitan France. All were 65 years old and under. Pooled observations for 2005, 2008, 2011 and 2014.

TABLE A2 – Propensity to accept CMUC patients (first stage) - subsample : doctors who chose their location before 2000

		Sh. of CMUC patients at physician level (% pt.)	∈[95% CI] (CI for a coefficient equal to 1)	Fisher for the significance of the instrument	Within-R ²	Observations
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Regressor : Sh. of CMUC beneficiaries at <i>département</i> level (% pt.)						
General practitioners	S1	1.016***	(0.1259)	yes	0.3261	154,100
	S2	0.5059	(0.0546)	no		
Specialists	S1	0.7679	(0.0703)	no	0.3459	76,572
	S2	0.5067	(0.1376)	no		
Psychiatrists	S1	0.4212	(0.2557)	no	0.2362	8,563
	S2	0.3233 ⁺	(0.1875)	no		
Dentists		0.5022	(0.0367)	no	0.1153	68,448

Sh. share ; pt. point.

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.

Reading : An increase of 1 percentage point in the share of CMUC beneficiaries in the *département* is associated with an increase in the share of sector 1 general practitioners patients covered by CMUC (+1.016 percentage point).

Note_s : Psychiatrists are considered apart because they are very different from other specialists. We run pooled regressions for both sector 1 and sector 2 physicians which are performed with physician fixed effects and year fixed effects. Other regressors are patient characteristics (age structure and share with chronic diseases), characteristics of local demand for care (inhabitants age structure, unemployment rate) and of local supply for care (physician population ratios for, respectively, general practitioners, specialists, psychiatrists and dentists).

Source and field : CNAM-INSEE-CMUC fund File. Full-time self-employed physicians and dentists in metropolitan France. All were 65 years old and under who chose their location before 2000. Pooled observations for 2005, 2008, 2011 and 2014.

TABLE A3 – Impact on prices of accepting CMUC patients - subsample : doctors who chose their location before 2000

		Ln(Average fee /visit or procedure) (1)		Ln(Average BB. /visit or procedure) (2)		Ln(Annual earnings) (3)	
Regressor : Sh. of CMUC patients at physician level (% pt.)							
General practitioners		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
	β_1	-0.000118 (0.000347)	-0.00316 (0.00259)			0.00270* (0.00115)	-0.0100* (0.00432)
	β_2	-0.00427*** (0.000758)	-0.0114 (0.00717)	-0.0150*** (0.00198)	-0.0567** (0.0190)	-0.00251 (0.00280)	-0.0101 (0.0145)
	$\beta_1 = \beta_2$ (p-value)	0.0000	0.1929			0.0505	0.9938
	Hausman (p-value)	0.2076		0.0163		0.0005	
	Within-R ²	0.3654	0.3579	0.0741		0.0837	0.0634
	Observations	154,100	154,100	17,681	17,681	154,100	154,100
Specialists		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
	β_1	0.00155+ (0.000811)	0.000433 (0.00418)			0.00462 (0.00485)	-0.00794 (0.00873)
	β_2	-0.00625*** (0.00124)	-0.0240*** (0.00650)	-0.0192*** (0.00237)	-0.0526** (0.0166)	-0.00171 (0.00291)	-0.00213 (0.00943)
	$\beta_1 = \beta_2$ (p-value)	0.0000	0.0010			0.2656	0.6606
	Hausman (p-value)	0.1776		0.0236		0.1882	
	Within-R ²	0.0467	0.0389	0.1391	0.1178	0.0138	0.0109
	Observations	76,572	76,572	24,550	24,550	76,572	76,572
Psychiatrists		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
	β_1	-0.00228*** (0.000460)	0.00628 (0.0117)			0.00404 (0.00368)	0.0106 (0.0199)
	β_2	-0.00605*** (0.00158)	-0.000610 (0.0146)	-0.0178** (0.00527)	-0.0503 (0.0549)	0.00409 (0.00508)	-0.0309 (0.0509)
	$\beta_1 = \beta_2$ (p-value)	0.0200	0.6794			0.9940	0.4648
	Hausman (p-value)	0.2884		0.4690		0.9472	
	Within-R ²	0.1983	0.0545	0.3722	0.3006	0.0479	0.0344
	Observations	8,563	8,563	1,265	1,265	8,563	8,563
Dentists		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
	β	-0.00513*** (0.000447)	-0.00381 (0.00937)	-0.00712*** (0.000584)	-0.0116 (0.0110)	0.00395* (0.00193)	0.0212 (0.0151)
	Hausman (p-value)	0.8871		0.6728		0.2284	
	Within-R ²	0.0149	0.0144	0.0686	0.0646	0.0354	0.0131
	Observations	68,147	68,147	68,147	68,147	68,448	68,448

Sh. share; BB. balance billing.

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.

Reading : An increase of 1 percentage point in the share of sector 2 general practitioners patients covered by CMUC is associated with a decrease in their average fee per visits or procedures (-0.427%).

Note.s : Psychiatrists are considered apart because they are very different from other specialists. We run pooled regressions for both sector 1 and sector 2 physicians which are performed with physician fixed effects and year fixed effects. Other regressors are patient characteristics (age structure and share with chronic diseases), characteristics of local demand for care (inhabitants age structure, unemployment rate) and of local supply for care (physician population ratios for, respectively, general practitioners, specialists, psychiatrists, and dentists). All regressors are interacted with the sector. Standard errors (in parentheses) are clustered by *département*. The p-value of the Hausman test indicates if dependent variables (share of CMUC patients interacted with the sector) may be treated as exogenous.

Source and field : CNAM-INSEE-CMUC fund File. Full-time self-employed physicians and dentists in metropolitan France. All were 65 years old and under who chose their location before 2000. Pooled observations for 2005, 2008, 2011 and 2014.

TABLE A4 – Impact of accepting CMUC patients on volume of care provided - subsample : doctors who chose their location before 2000

		Ln(Nb. of visits or procedures/patients) (1)		Ln(Nb. of different patients) (2)	
Regressor : Sh. of CMUC patients at physician level (% pt.)					
General practitioners		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
	β_1	-0.00127** (0.000396)	-0.00313 (0.00258)	0.00409*** (0.000916)	-0.00374 (0.00407)
	β_2	0.00324* (0.00133)	0.00927 (0.00927)	-0.00148 (0.00240)	-0.00805 (0.0145)
	$\beta_1 = \beta_2$ (p-value)	0.0009	0.1578	0.0272	0.7893
	Hausman (p-value)	0.5303		0.0419	
	Within-R ²	0.4690	0.4680	0.2983	0.2907
	Observations	154,100	154,100	154,100	154,100
Specialists		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
	β_1	0.000496 (0.00125)	-0.00131 (0.00510)	0.00257 (0.00392)	-0.00706 (0.00906)
	β_2	0.00402*** (0.00111)	0.0248** (0.00817)	0.000521 (0.00322)	-0.00294 (0.00921)
	$\beta_1 = \beta_2$ (p-value)	0.0385	0.0046	0.6589	0.7632
	Hausman (p-value)	0.5140		0.2340	
	Within-R ²	0.3422	0.3364	0.1767	0.1748
	Observations	76,572	76,572	76,572	76,572
Psychiatrists		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
	β_1	-0.0000148 (0.00210)	-0.0252 (0.0293)	0.00633* (0.00240)	0.0295 (0.0259)
	β_2	0.00349 (0.00577)	-0.0615 (0.0497)	0.00664 (0.00633)	0.0313 (0.0416)
	$\beta_1 = \beta_2$ (p-value)	0.5874	0.5203	0.9658	0.9744
	Hausman (p-value)	0.0844		0.1514	
	Within-R ²	0.1606	0.0143	0.0602	
	Observations	8,563	8,563	8,563	8,563
Dentists		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
	β	0.00402*** (0.000600)	0.0170*** (0.00474)	0.00487*** (0.00134)	-0.00597 (0.0138)
	Hausman (p-value)	0.0069		0.4108	
	Within-R ²	0.2865	0.2533	0.1579	0.1467
	Observations	68,448	68,448	68,448	68,448

Nb. number ; Sh. share.

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.

Reading : An increase of 1 percentage point in the share of sector 1 general practitioners patients covered by CMUC is associated with a decrease in their number of visits or procedures par patient (-0.127%).

Notes : Psychiatrists are considered apart because they are very different from other specialists. We run pooled regressions for both sector 1 and sector 2 physicians which are performed with physician fixed effects and year fixed effects. Other regressors are patient characteristics (age structure and share with chronic diseases), characteristics of local demand for care (inhabitants age structure, unemployment rate) and of local supply for care (physician population ratios for, respectively, general practitioners, specialists, psychiatrists, and dentists). All regressors are interacted with the sector. Standard errors (in parentheses) are clustered by *département*. The p-value of the Hausman test indicates if dependent variables (share of CMUC patients interacted with the sector) may be treated as exogenous.

Source and field : CNAM-INSEE-CMUC fund File. Full-time self-employed physicians and dentists in metropolitan France. All were 65 years old and under who chose their location before 2000. Pooled observations for 2005, 2008, 2011 and 2014.

TABLE A5 – Impact on prices of accepting CMUC patients for physicians with low or moderate activity - subsample : doctors who chose their location before 2000

		All physicians		Physicians with low or moderate activity	
		Ln(Nb. of visits or procedures/patients) (1)		Ln(Nb. of visits or procedures/patients) (2)	
Regressor : Sh. of CMUC patients at physician level (% pt.)					
General practitioners		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
	β_1	-0.00127** (0.000396)	-0.00313 (0.00258)	-0.00148** (0.00047)	-0.0079 (0.00256)
	β_2	0.00324* (0.00133)	0.00927 (0.00927)	0.00241+ (0.00138)	0.00779 (0.00951)
	$\beta_1 = \beta_2$ (p-value)	0.0009	0.1578	0.0066	0.3506
	Hausman (p-value)	0.5303		0.7251	
	Within-R ²	0.4690	0.4680	0.4535	0.4530
	Observations	154,100	154,100	104,523	104,523
Specialists		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
	β_1	0.000496 (0.00125)	-0.00131 (0.00510)	0.00137 (0.00125)	0.00281 (0.00459)
	β_2	0.00402*** (0.00111)	0.0248** (0.00817)	0.00414** (0.00136)	0.02539** (0.00766)
	$\beta_1 = \beta_2$ (p-value)	0.0385	0.0046	0.1368	0.0060
	Hausman (p-value)	0.5140		0.1469	
	Within-R ²	0.3422	0.3364	0.3719	0.3615
	Observations	76,572	76,572	53,410	53,410

Nb. number ; Sh. share.

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.

Reading : An increase of 1 percentage point in the share of sector 1 general practitioners patients covered by CMUC is associated with a decrease in their number of visits or procedures par patient (-0.127%).

Note.s : The column (2) presents the results for the sub-sample of general practitioners or specialists with low or moderate activity : i.e. the first three quartiles of the distribution of the total number of visits or procedures performed by general practitioners or specialists in all sectors combined. We run pooled regressions for both sector 1 and sector 2 physicians which are performed with physician fixed effects and year fixed effects. Other regressors are patient characteristics (age structure and share with chronic diseases), characteristics of local demand for care (inhabitants age structure, unemployment rate) and of local supply for care (physician population ratios for, respectively, general practitioners, specialists, psychiatrists, and dentists). All regressors are interacted with the sector. Standard errors (in parentheses) are clustered by *département*. The p-value of the Hausman test indicates if dependent variables (share of CMUC patients interacted with the sector) may be treated as exogenous.

Source and field : CNAM-INSEE-CMUC fund File. Full-time self-employed physicians and dentists in metropolitan France. All were 65 years old and under who chose their location before 2000. Pooled observations for 2005, 2008, 2011 and 2014.

TABLE A6 – Propensity to accept CMUC patients (first stage) - subsample : without observations of wave 2014

		Sh. of CMUC patients at physician level (% pt.)	∈[95% CI] (CI for a coefficient equal to 1)	Fisher for the significance of the instrument	Within-R ²	Observations
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Regressor : Sh. of CMUC beneficiaries at <i>département</i> level (% pt.)						
General practitioners	S1	1.474***	(0.1089)	no	0.3720	144,900
	S2	0.683***	(0.0915)	no		
Specialists	S1	1.034***	(0.0860)	yes	0.3958	75,094
	S2	0.757***	(0.1990)	yes		
Psychiatrists	S1	0.684*	(0.3161)	yes	0.2857	8,260
	S2	0.343	(0.2578)	no		
Dentists		0.593***	(0.0766)	no	0.1074	59,930

Nb. number ; Sh. share ; pt. point.

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.

Reading : An increase of 1 percentage point in the share of CMUC beneficiaries in the *département* is associated with an increase in the share of sector 1 general practitioners patients covered by CMUC (+1.474 percentage point).

Note.s : Psychiatrists are considered apart because they are very different from other specialists. We run pooled regressions for both sector 1 and sector 2 physicians which are performed with physician fixed effects and year fixed effects. Other regressors are patient characteristics (age structure and share with chronic diseases), characteristics of local demand for care (inhabitants age structure, unemployment rate) and of local supply for care (physician population ratios for, respectively, general practitioners, specialists, psychiatrists and dentists).

Source and field : CNAM-INSEE-CMUC fund File. Full-time self-employed physicians and dentists in metropolitan France. All were 65 years old and under. Pooled observations for 2005, 2008 and 2011.

TABLE A7 – Impact on prices of accepting CMUC patients - subsample : without observations of wave 2014

		Ln(Average fee /visit or procedure) (1)		Ln(Average BB. /visit or procedure) (2)		Ln(Annual earnings) (3)	
Regressor : Sh. of CMUC patients at physician level (% pt.)							
General practitioners		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
	β_1	0.000655* (0.000305)	-0.000117 (0.00155)			0.00216 (0.00151)	-0.00831** (0.00275)
	β_2	-0.00379*** (0.000694)	-0.00559 (0.00696)	-0.0108*** (0.00150)	-0.0282 (0.0173)	-0.00360 (0.00312)	0.00166 (0.0111)
	$\beta_1 = \beta_2$ (p-value)	0.0000	0.3953	0.0488	0.3653		
	Hausman (p-value)	0.5963		0.2809		0.0003	
	Within-R ²	0.2758	0.2753			0.0709	0.0592
	Observations	144,900	144,900	14,675	14,675	144,900	144,900
Specialists		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
	β_1	0.00207** (0.000706)	0.000435 (0.00547)			0.00678 (0.00464)	-0.00322 (0.00710)
	β_2	-0.00518*** (0.00124)	-0.0264* (0.0119)	-0.0175*** (0.00256)	-0.0404* (0.0187)	-0.00350 (0.00286)	-0.00352 (0.00969)
	$\beta_1 = \beta_2$ (p-value)	0.0000	0.0323			0.0946	0.9797
	Hausman (p-value)	0.1726		0.1128		0.2209	
	Within-R ²	0.0468	0.0345	0.1909	0.1802	0.0176	0.0160
	Observations	75,094	75,094	26,635	26,635	75,094	75,094
Psychiatrists		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
	β_1	-0.00204*** (0.000412)	0.00700 (0.00833)			0.0000696 (0.00322)	-0.0116 (0.0149)
	β_2	-0.00766** (0.00264)	0.0164 (0.0232)	-0.0262** (0.00807)	0.0336 (0.0650)	0.00552 (0.0111)	0.0627 (0.0875)
	$\beta_1 = \beta_2$ (p-value)	0.0371	0.7007			0.6370	0.6370
	Hausman (p-value)	0.1164		0.3476		0.6769	
	Within-R ²	0.2553		0.4460	0.2372	0.0428	
	Observations	8,260	8,260	1,601	1,601	8,260	8,260
Dentists		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
	β	-0.00528*** (0.000517)	-0.00669 (0.00457)	-0.00747*** (0.000661)	-0.0159** (0.00599)	0.00224 (0.00166)	0.00732 (0.0141)
	Hausman (p-value)	0.7686		0.1192		0.7079	
	Within-R ²	0.0152	0.0144	0.0737	0.0561	0.0170	0.0149
	Observations	59,642	59,642	59,642	59,642	59,930	59,930

Sh. share; BB. balance billing.

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.

Reading : An increase of 1 percentage point in the share of sector 2 general practitioners patients covered by CMUC is associated with a decrease in their average fee per visits or procedures (-0.379%).

Note.s : Psychiatrists are considered apart because they are very different from other specialists. We run pooled regressions for both sector 1 and sector 2 physicians which are performed with physician fixed effects and year fixed effects. Other regressors are patient characteristics (age structure and share with chronic diseases), characteristics of local demand for care (inhabitants age structure, unemployment rate) and of local supply for care (physician population ratios for, respectively, general practitioners, specialists, psychiatrists, and dentists). All regressors are interacted with the sector. Standard errors (in parentheses) are clustered by *département*. The p-value of the Hausman test indicates if dependent variables (share of CMUC patients interacted with the sector) may be treated as exogenous.

Source and field : CNAM-INSEE-CMUC fund File. Full-time self-employed physicians and dentists in metropolitan France. All were 65 years old and under. Pooled observations for 2005, 2008 and 2011.

TABLE A8 – Impact of accepting CMUC patients on volume of care provided - subsample : without observations of wave 2014

		Ln(Nb. of visits or procedures/patients) (1)		Ln(Nb. of different patients) (2)	
Regressors : Sh. of CMUC patients at physician level (% pt.)					
General practitioners		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
	β_1	-0.00168** (0.000572)	0.00272 (0.00242)	0.00318** (0.00110)	-0.0109** (0.00338)
	β_2	0.00300* (0.00123)	0.0241 (0.0179)	-0.00281 (0.00277)	-0.0169 (0.0153)
	$\beta_1 = \beta_2$ (p-value)	0.0002	0.2026	0.0326	0.6998
	Hausman (p-value)	0.0831		0.0001	
Within-R ²	0.3877	0.3792	0.2783	0.2556	
Observations	144,900	144,900	144,900	144,900	
Specialists					
		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
β_1		0.000518 (0.00113)	0.00407 (0.00563)	0.00420 (0.00403)	-0.00772 (0.00671)
β_2		0.00321** (0.00108)	0.0271* (0.0124)	-0.00153 (0.00295)	-0.00426 (0.00838)
$\beta_1 = \beta_2$ (p-value)		0.1123	0.0597	0.2553	0.6851
Hausman (p-value)		0.1123		0.1525	
Within-R ²		0.3601	0.3511	0.1790	0.1767
Observations		75,094	75,094	75,094	75,094
Psychiatrists					
		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
β_1		-0.00162 (0.00126)	-0.0313 (0.0192)	0.00373 (0.00278)	0.0127 (0.0183)
β_2		0.00201 (0.00688)	-0.0102 (0.0531)	0.0112 (0.00755)	0.0565 (0.0709)
$\beta_1 = \beta_2$ (p-value)		0.5984	0.7383	0.3451	0.5114
Hausman (p-value)		0.0166		0.5340	
Within-R ²		0.1260		0.0736	0.0354
Observations		8,260	8,260	8,260	8,260
Dentists					
		OLS-FE	IV-FE	OLS-FE	IV-FE
β		0.00358*** (0.000593)	0.0111* (0.00454)	0.00352** (0.00123)	-0.0109 (0.0107)
Hausman (p-value)		0.0626		0.2160	
Within-R ²		0.2443	0.2308	0.1908	0.1705
Observations		59,930	59,930	59,930	59,930

Nb. number ; Sh. share.

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.

Reading : An increase of 1 percentage point in the share of sector 1 general practitioners patients covered by CMUC is associated with a decrease in their number of visits or procedures par patient (-0.168%).

Notes : Psychiatrists are considered apart because they are very different from other specialists. We run pooled regressions for both sector 1 and sector 2 physicians which are performed with physician fixed effects and year fixed effects. Other regressors are patient characteristics (age structure and share with chronic diseases), characteristics of local demand for care (inhabitants age structure, unemployment rate) and of local supply for care (physician population ratios for, respectively, general practitioners, specialists, psychiatrists, and dentists). All regressors are interacted with the sector. Standard errors (in parentheses) are clustered by *département*. The p-value of the Hausman test indicates if dependent variables (share of CMUC patients interacted with the sector) may be treated as exogenous.

Source and field : CNAM-INSEE-CMUC fund File. Full-time self-employed physicians and dentists in metropolitan France. All were 65 years old and under. Pooled observations for 2005, 2008 and 2011.

TABLE A9 – Impact on prices of accepting CMUC patients for physicians with low or moderate activity - subsample : without observations of wave 2014

		All physicians		Physicians with low or moderate activity	
		Ln(Nb. of visits or procedures/patients)		Ln(Nb. of visits or procedures/patients)	
		(1)		(2)	
Regressor : Sh. of CMUC patients at physician level (% pt.)					
General practitioners	β_1	OLS-FE -0.00168** (0.000572)	IV-FE 0.00272 (0.00242)	OLS-FE -0.0019*** (0.0005)	IV-FE 0.0034 (0.0027)
	β_2	0.00300* (0.00123)	0.0241 (0.0179)	0.0022 (0.0013)	0.0241 (0.0202)
	$\beta_1 = \beta_2$ (p-value)	0.0002	0.2026	0.0031	0.2674
	Hausman (p-value)	0.0831		0.0717	
	Within-R ²	0.3877	0.3792	0.3705	0.3589
	Observations	144,900	144,900	100,754	100,754
Specialists	β_1	OLS-FE 0.000518 (0.00113)	IV-FE 0.00407 (0.00563)	OLS-FE 0.0017+ (0.0010)	IV-FE 0.0097* (0.0043)
	β_2	0.00321** (0.00108)	0.0271* (0.0124)	0.0029* (0.0013)	0.0268** (0.0098)
	$\beta_1 = \beta_2$ (p-value)	0.1123	0.0597	0.4707	0.0498
	Hausman (p-value)	0.1123		0.0034	
	Within-R ²	0.3601	0.3511	0.3986	0.3798
	Observations	75,094	75,094	53,285	53,285

Nb. number ; Sh. share.

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$.

Reading : An increase of 1 percentage point in the share of sector 1 general practitioners patients covered by CMUC is associated with a decrease in their number of visits or procedures par patient (-0.168%).

Note.s : The column (2) presents the results for the sub-sample of general practitioners or specialists with low or moderate activity : i.e. the first three quartiles of the distribution of the total number of visits or procedures performed by general practitioners or specialists in all sectors combined. We run pooled regressions for both sector 1 and sector 2 physicians which are performed with physician fixed effects and year fixed effects. Other regressors are patient characteristics (age structure and share with chronic diseases), characteristics of local demand for care (inhabitants age structure, unemployment rate) and of local supply for care (physician population ratios for, respectively, general practitioners, specialists, psychiatrists, and dentists). All regressors are interacted with the sector. Standard errors (in parentheses) are clustered by *département*. The p-value of the Hausman test indicates if dependent variables (share of CMUC patients interacted with the sector) may be treated as exogenous.

Source and field : CNAM-INSEE-CMUC fund File. Full-time self-employed physicians and dentists in metropolitan France. All were 65 years old and under. Pooled observations for 2005, 2008 and 2011.

Chapitre II: Les bénéficiaires de la CMU-C ont-ils des préférences et des anticipations différentes des autres assurés ?

co-écrit avec Brigitte Dormont et Anne-Laure Samson.

Table des matières du chapitre

1	Introduction	79
2	La couverture maladie universelle complémentaire	82
3	L'enquête <i>Valeur de la santé</i>	83
3.1	Mesure du niveau de vie	84
3.2	Mesure de l'état de santé	84
3.3	Mesure du recours aux soins	85
3.4	Mesure des anticipations de niveau de vie et d'état de santé	85
3.5	Mesure des préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie	86
4	Statistiques descriptives	90
4.1	Une situation socio-économique inférieure	91
4.2	Un état de santé "objectif" et perçu plus bas	92
4.3	Des anticipations de niveau de vie et d'état de santé inférieures	93
4.4	Des dispositions à payer pour être en bonne santé inférieures	94
5	Analyse des déterminants des perceptions, des anticipations et des préférences	94
5.1	Perceptions et anticipations	94
5.2	Préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie	103
6	Analyse des comportements de recours aux soins	110
6.1	Modèle	110
6.2	Résultats	111
7	Conclusion	116
	Bibliographie	120
	Annexes	125

RÉSUMÉ

Le premier objectif de ce chapitre est d'analyser empiriquement si les titulaires d'une assurance complémentaire santé qui prend la forme d'un dispositif d'assistance (la couverture maladie universelle complémentaire, CMU-C) ont des perceptions d'état de santé, des anticipations de niveau de vie et d'état de santé et des préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie différentes des titulaires d'une assurance complémentaire privée et des personnes qui ne disposent pas d'assurance complémentaire. Le second objectif revient à étudier si ces indicateurs subjectifs peuvent être à l'origine de mécanismes particuliers qui affectent leurs comportements de recours aux soins généraliste, spécialiste et dentiste. Nous mobilisons une enquête originale, réalisée sur un échantillon représentatif de la population française en 2009, qui donne une mesure directe des perceptions de l'état de santé, des anticipations de niveau de vie et d'état de santé et des préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie. Notre champ d'analyse correspond aux assurés de 18 à 64 ans. L'échantillon étudié comprend 2 281 individus. En contrôlant par l'état de santé, par le niveau de vie et par le niveau de diplôme, nous montrons que les bénéficiaires de la CMU-C ont des préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie, des perceptions de l'état de santé et des anticipations d'état de santé semblables aux titulaires d'une complémentaire privée, mais que leurs anticipations de niveau de vie sont très inférieures ($p < 0.01$). Les assurés qui anticipent un niveau de vie plus bas donnent moins de valeur à la santé dans leur arbitrage santé/niveau de vie ($p < 0.5$). Excepté les perceptions de l'état de santé, les indicateurs subjectifs ne sont pas associés à la demande de soins. Les comportements de recours aux soins restent traditionnellement fonction du niveau de vie, du bénéfice d'une assurance complémentaire, de l'état de santé et du niveau de diplôme. Ces résultats confirment l'importance de détenir une assurance complémentaire santé, qu'elle soit privée ou délivrée par un dispositif d'assistance, pour accéder aux soins en France.

1 Introduction

Si la santé revêt une place indéniable dans le bien être subjectif [12], nous ne donnons pas tous la même valeur à la santé dans les différentes dimensions de nos vies [31]. Les évaluations contingentes ont montré l'existence d'une disposition à payer positive pour recevoir un gain de santé ou pour réduire l'exposition à un risque de santé [59]. En revanche, peu de choses sont connues sur l'hétérogénéité des préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie entre différents groupes sociaux et sur leur rôle éventuel dans l'explication des comportements de santé [33].

Dans le modèle classique de Grossman [37], chaque agent dispose d'un capital santé initial dont le taux de dépréciation s'accélère avec l'âge, mais peut être ralenti par des investissements tels que la consommation de soins et l'adoption d'une bonne hygiène de vie. Parce que l'investissement en santé est coûteux en temps et en argent, l'agent ne demande des soins que tant qu'il perçoit un bénéfice marginal à cet investissement, supérieur à son coût. Dans ce cadre théorique, le bénéfice procuré par la bonne santé revient à une hausse du temps qui peut être consacré à travailler ou à prendre des loisirs tout au long du cycle de vie, le temps en mauvaise santé étant du temps "perdu". La dégradation de l'état de santé conduit à une diminution du bien être individuel en réduisant la qualité de vie et le niveau de consommation (*via* une baisse des revenus du travail et une hausse des dépenses de santé). Elle peut aussi affecter l'utilité qui résulte de la consommation non médicale [37, 29, 60, 14]. S'interroger sur la manière dont l'état de santé affecte l'utilité marginale de la consommation revient à étudier si les agents préfèrent du revenu quand ils sont malades, de manière à améliorer le confort de leur maison par exemple, ou quand ils sont en bonne santé, pour prendre des loisirs. Les résultats empiriques disponibles laissent cette question ouverte : ils varient selon la sévérité des problèmes de santé étudiés et la région géographique considérée¹.

En France, l'assurance maladie obligatoire ne prend pas en charge la totalité des soins de base. Pour assurer la partie des soins qui n'est pas couverte par la solidarité nationale (i.e. le ticket modérateur voire d'éventuels dépassements d'honoraires), les assurés peuvent volontairement acheter une assurance complémentaire privée sur le marché individuel,

1. Premièrement, seuls des problèmes de santé sévères ou intermédiaires semblent affecter l'utilité marginale de la consommation [59, 38]. Deuxièmement, si une dégradation de l'état de santé physique réduit l'utilité marginale de la consommation des personnes âgées aux États-Unis, elle semble au contraire augmenter celle des personnes âgées en Europe [30, 5].

ou en disposent par leur employeur comme un élément attaché à la rémunération du travail. En 2020, 79.8% des dépenses de santé sont couvertes par l'assurance maladie obligatoire et 12.3% par les assurances complémentaires [27]. Dans un tel système, la généralisation de l'assurance complémentaire est nécessaire à la réalisation d'un objectif d'égal accès aux soins pour tous les membres de la société. C'est pourquoi depuis janvier 2000, le dispositif de la couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) donne accès à une assurance complémentaire gratuite aux personnes qui ne disposent pas de ressources suffisantes pour en acheter une sur le marché privée. Cependant la mise en place de ce dispositif n'a pas suffi à généraliser le bénéfice d'une complémentaire santé [9] qui reste encore aujourd'hui fortement conditionné par le niveau de vie et le statut sur le marché du travail [53, 54, 35, 9]. Par ailleurs, les bénéficiaires de la CMU-C sont discriminés [22, 19, 11] ce qui peut créer des "stigmas sociaux" [4]. Les "stigmas sociaux" se caractérisent pour les bénéficiaires de l'assistance par un sentiment de honte et par la peur d'être traité différemment des autres assurés [50, 46, 57].

Le premier objectif de ce chapitre est d'étudier si les titulaires d'une assurance complémentaire qui prend la forme d'un dispositif d'assistance (la CMU-C) ont des perceptions d'état de santé, des anticipations de niveau de vie et d'état de santé et des préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie différentes des autres assurés. En d'autres termes, nous analysons comment ses bénéficiaires perçoivent leur situation actuelle et leurs perspectives futures et quelle place ils accordent à la santé dans les différentes dimensions de leur vie. Notre second objectif est d'examiner comment d'éventuelles différences dans les perceptions, les préférences et les anticipations des bénéficiaires de la CMU-C peuvent intervenir dans leurs décisions individuelles de recours aux soins.

Ce travail mobilise l'enquête *Valeur de la santé* réalisée en France en 2009. En plus de collecter les traditionnelles informations sur l'état de santé et les caractéristiques socio-économiques des répondants, cette enquête donne une mesure directe de la perception de la santé (i.e. un score de santé subjective de 0 à 100), des anticipations de niveau de vie (i.e. les probabilités anticipées de vivre avec moins de 1000€ ou plus de 2000€ dans le futur), des anticipations d'état de santé (i.e. les probabilités anticipées de vivre en mauvaise ou en bonne santé dans le futur) et des préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie (i.e. la disposition à payer pour n'avoir eu aucun problème de santé au cours des douze derniers mois). Compte tenu des critères d'application de la CMU-C, nos analyses portent sur le sous-échantillon des répondants âgés de 18 à 64 ans. Nos données ne permettant

pas d'observer la vérification des critères d'éligibilité, l'étude porte sur ceux qui sont effectivement bénéficiaires de la CMU-C. L'échantillon final comporte 2 281 enquêtés, dont 125 sont sans complémentaire santé et 198 bénéficient de la CMU-C.

Pour isoler un effet potentiel de l'assistance sur les perceptions, les anticipations et les préférences individuelles notre stratégie empirique consiste à comparer des assurés de différents statuts vis-à-vis de l'assurance complémentaire : les bénéficiaires de la CMU-C (i.e. qui disposent d'une assurance complémentaire *via* un dispositif d'assistance), les titulaires d'une complémentaire privée (i.e. qui achètent une assurance complémentaire ou disposent d'une assurance complémentaire collective) et les personnes sans complémentaire (i.e. qui n'ont pas de couverture complémentaire). Bien qu'il existe du non-recours à la CMU-C [26], notre analyse suppose que la détention d'assurance est prédéterminée aux phénomènes observés, autrement dit exogène. Elle permet d'identifier d'éventuelles différences d'évaluations subjectives des bénéficiaires de la CMU-C, mais pas de distinguer la part de ces différences qui correspondrait à un effet psychologique du bénéfice de l'assistance ni celle qui correspondrait à des traits de caractère propres aux personnes éligibles à la CMU-C qui ont effectivement recouru à ce dispositif d'assistance. Les préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie sont analysées en tenant compte du fait que notre mesure de la disposition à payer pour être en bonne santé est censurée en 0. Les autres variables expliquées (perceptions, anticipations et recours aux soins) sont estimées par des régressions par les moindres carrés ordinaires.

À âge et sexe équivalents les bénéficiaires de la CMU-C perçoivent et anticipent un état de santé plus bas que les titulaires d'une assurance complémentaire privée. Mais ces différences sont intégralement expliquées par un état de santé "objectivement" plus bas. Si l'on tient compte uniquement de l'état de santé, leur disposition à payer pour être en bonne santé est inférieure à celle des autres assurés ; mais une fois contrôlé par le niveau de vie, nous voyons qu'ils ne donnent pas moins de place à la santé dans leur arbitrage santé/niveau de vie. Finalement, les bénéficiaires de la CMU-C ne se distinguent que sur le plan de leurs anticipations de niveau de vie dans le futur, très inférieures à celles des autres assurés toutes choses égales par ailleurs ($p < 0.01$). L'analyse de la disposition à payer suggère que la santé ne revêt pas la même importance dans l'arbitrage santé/niveau de vie selon que les assurés anticipent un niveau de vie plus ou moins élevé : les personnes qui anticipent un niveau de vie plus élevé donnent plus de valeur à leur santé que ceux qui anticipent un niveau de vie plus faible toutes choses égales par ailleurs. Ce résultat

va dans le sens d'une utilité marginale de la santé qui serait fonction positive du niveau de vie (ou d'une utilité marginale du niveau de vie qui serait fonction positive de l'état de santé).

Excepté les perceptions de l'état de santé, les variables subjectives étudiées ne sont globalement pas associées à la demande de soins. Les comportements courants de recours aux soins généraliste, spécialiste et dentiste restent traditionnellement expliqués par l'état de santé, la situation financière actuelle, la couverture assurantielle et le niveau de diplôme. Ces résultats confirment que la CMU-C, une complémentaire santé gratuite sous condition de ressources, favorise l'accès aux soins des personnes à bas revenu au même titre qu'une complémentaire santé privée [36, 42, 43]. Si l'assistance détériore les anticipations de niveau de vie de ses bénéficiaires, ces différences ne modifient pas leurs comportements de recours aux soins qui dépendent avant tout du bénéfice d'une assurance complémentaire.

En utilisant cette enquête qui permet d'éliciter à la fois les perceptions de l'état de santé, les anticipations de niveau de vie et d'état de santé (à différents horizons d'âge) et la disposition à payer pour la santé, nous contribuons à la littérature sur plusieurs aspects. Notre étude est à notre connaissance la première à interroger l'effet potentiel du bénéfice d'une assurance attribuée par un dispositif d'assistance sur les perceptions et les anticipations d'état de santé, les anticipations de niveau de vie et les préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie des assurés et à étudier le rôle que ces indicateurs subjectifs peuvent jouer dans l'explication des comportements de recours aux soins.

L'article est organisé comme suit. Dans les sections 2 et 3, nous présentons le dispositif de la CMU-C (section 2) puis l'enquête *Valeur de la santé* et les indicateurs subjectifs que cette enquête permet d'éliciter (section 3). La quatrième section présente quelques statistiques descriptives. La cinquième section étudie les déterminants des anticipations d'état de santé et de niveau de vie et des préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie. Dans la sixième section, nous analysons si ces mêmes variables subjectives apportent une nouvelle information à la compréhension des comportements de recours aux soins des bénéficiaires de la CMU-C. Enfin nous concluons dans la section 7.

2 La couverture maladie universelle complémentaire

La couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) est un dispositif public offrant une assurance complémentaire santé gratuite aux assurés qui vivent sous le seuil

de pauvreté. Le seuil d'éligibilité de la CMU-C est de 746€ mensuels pour une personne seule en France métropolitaine en 2019, soit 68% du seuil de pauvreté. Pour les soins de ville, le dispositif prend en charge la totalité du ticket modérateur, les franchises médicales et dispense de l'avance de frais. Pour les soins hospitaliers, il couvre le ticket modérateur et le forfait journalier hospitalier. La CMU-C impose l'application des tarifs opposables aux médecins à honoraires libres et prend entièrement en charge un panier de soins dentaires et de matériels d'optique et d'audiologie. Le dispositif est financé avec la taxe de solidarité additionnelle (TSA) prélevée sur les contrats privés des complémentaires santé.

Avant son remplacement par la complémentaire santé solidaire le 1^{er} novembre 2019², 5.78 millions de personnes bénéficiaient du dispositif [17]. Les bénéficiaires de la CMU-C correspondent en majorité à une population jeune et féminine³ et sont en plus mauvais état de santé que le reste de la population au même âge [58, 13].

La CMU-C joue un rôle important dans l'accès aux soins des personnes à faibles ressources financières : elle réduit le reste à charge sur les dépenses de santé, limite le renoncement aux soins et favorise le recours aux soins comme une complémentaire privée [55, 43, 44, 42, 36]. Cependant, bénéficiaire de la CMU-C expose à des traitements différenciés tout au long du parcours de soins : les bénéficiaires du programme ont plus de risques que les autres assurés de se faire refuser des soins par les spécialistes et les dentistes libéraux [11, 22, 19] et sont reçus par un même généraliste sur des temps de consultations plus courts [6]. L'expérience de discriminations renforce la faible estime de soi et cause du renoncement aux soins [20, 21].

3 L'enquête *Valeur de la santé*

L'enquête *Valeur de la santé* a été réalisée en 2009 auprès d'un échantillon représentatif de la population française par âge et par sexe. En utilisant une technique d'interview en face à face assisté par ordinateur (de type CAPI), 3331 individus âgés de 18 ans et plus ont été interrogés.

Cette enquête recueille les caractéristiques socio-économiques des répondants (âge, sexe, revenus, situation familiale, niveau de diplôme, statut d'emploi, catégorie socioprofession-

2. Le financement et les critères d'éligibilité de la complémentaire santé solidaire sont inchangés par rapport à la CMU-C.

3. En 2018, 44% de la population CMU-C à moins de 20 ans, 51% de la population est âgée de 20 à 60 ans et 53% des plus de 20 ans sont des femmes [34].

nelle (CSP), bénéfice d'une complémentaire santé, etc), leur état de santé et leurs comportements de recours aux soins. Elle permet aussi d'éliciter les perceptions de l'état de santé, les anticipations d'état de santé et de niveau de vie et les préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie.

3.1 Mesure du niveau de vie

Le niveau de vie correspond au revenu mensuel du foyer avant impôt (revenu d'activité de toutes les personnes du foyer, revenu financier, allocations, ect.) déclaré par le répondant et ajusté par unité de consommation selon l'échelle de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) : le premier adulte du foyer a un poids de 1, toutes les personnes supplémentaires de 14 ans ou plus ont un poids de 0,5 et toutes les personnes supplémentaires de moins de 14 ans un poids de 0,3. Le niveau de vie d'une personne vivant seule dans son foyer est égal à son revenu personnel. Le niveau de vie de 127 observations (5.6% des observations présentes dans notre échantillon final) a fait l'objet d'un retraitement⁴.

3.2 Mesure de l'état de santé

Nous disposons d'une information détaillée en ce qui concerne l'état de santé. Parmi une liste de 44 pathologies, les répondants ont renseigné les maladies qui les ont affectés au cours des douze derniers mois et ont ensuite eu la possibilité, par le biais de questions ouvertes, de déclarer les autres maladies dont ils ont souffert. Au total, plus de 300 maladies différentes ont été déclarées. Elles ont été regroupées en quatre groupes : maladies sans risques vitaux, maladies avec des risques aigus, maladies avec des risques chroniques, maladies avec des risques aigus et chroniques⁵. Les répondants ont aussi déclaré les limitations fonctionnelles qui ont pu impacter leur qualité de vie au cours des douze derniers mois (avoir des difficultés à marcher ; être cloué au lit ; avoir des difficultés dans les activités quotidiennes ; ressentir des douleurs) et s'ils bénéficient d'une couverture au titre d'une Affection Longue Durée (ALD)⁶. Enfin, l'enquête recueille une mesure subjective de l'état de santé à travers un score de 0 à 100 (*SAH* pour *self-assessed health*) :

"Dans les questions précédentes, vous avez indiqué les problèmes de santé dont vous avez souffert au cours des 12 derniers mois. En gardant ça à l'esprit, je vais vous demander

4. Nos résultats sont robustes à la suppression de ces observations de l'échantillon d'étude.

5. Pour plus d'informations, veuillez vous référer à Dormont *et al.* [25].

6. Le dispositif des ALD exonère du ticket modérateur les malades chroniques pour tous leurs soins liés à leur pathologie chronique.

d'évaluer votre état de santé sur les douze derniers mois à l'aide d'une échelle de 0 à 100. Où 100 est la meilleure santé possible pour votre âge et 0, la mort."

La *SAH* correspond à notre mesure des perceptions de l'état de santé.

Pour décrire les anticipations, les préférences et le recours aux soins, nous utiliserons dans la suite de cette étude à la fois des indicateurs d'état de santé dits "objectifs" (nombre de pathologies, nombre de difficultés fonctionnelles et bénéfice d'une ALD) et l'indicateur d'état de santé subjectif (*SAH*) comme mesure de l'état de santé. Les premiers limitent les biais issus de la subjectivité de la notion de "bonne santé" qui peuvent rendre la comparaison d'état de santé entre sous-groupes difficile. Plusieurs études empiriques indiquent que des individus de différents groupes socio-économiques reportent un état de santé subjectif hétérogène à morbidité donnée [45, 2, 28]. Le second donne une vision plus complète de l'état de santé en regroupant toutes les dimensions de la santé (le bien être physique, mental et social). La littérature empirique a montré que les indicateurs subjectifs prédisent bien la mortalité et ce même une fois tenue compte d'indicateurs objectifs d'état de santé [18, 40, 8]. Les indicateurs subjectifs sont également moins sensibles au niveau de connaissance que les répondants ont de leurs pathologies c'est à dire de leurs interactions avec les professionnels de santé (i.e. leur utilisation du système de soins).

3.3 Mesure du recours aux soins

Nous savons si le répondant a consulté un généraliste, un dentiste ou un spécialiste au cours des douze derniers mois. En ce qui concerne le recours au spécialiste, les enquêtés ont pu déclarer après une liste de 14 spécialités (radiologue, gynécologue, ophtalmologue, pédiatre, dermatologue, cardiologue, rhumatologue, psychiatre, ORL, chirurgien, gastro-entérologue, pneumologue, diabétologue et endocrinologue) les autres spécialistes consultés par une question ouverte.

3.4 Mesure des anticipations de niveau de vie et d'état de santé

L'enquête *Valeur de la santé* recueille les probabilités jointes de santé et de niveau de vie anticipés des répondants. L'hypothèse d'anticipations rationnelles, selon laquelle les individus disposent de toute l'information disponible et l'intègrent pour former leurs anticipations, est peu réaliste [48] : il est important d'éliciter les anticipations des individus

avec des enquêtes afin de connaître la distribution des probabilités subjectives ⁷.

Pour chaque décade d'âge que le répondant n'a pas encore atteint, ce dernier est invité à révéler ses anticipations de niveau de vie et de santé :

"Quelles sont vos prévisions concernant votre niveau de vie personnel⁸ et de santé pour la période 20-29 ans ? 30-39 ans ? 40-49 ans ? 50-59 ans ? 60-69 ans ? 70-79 ans ? 80-89 ans ? 90-100 ans ?".

Pour ce faire, l'enquêté répartit vingt jetons, qui correspondent chacun à une probabilité de 5%, dans une grille de vingt-cinq cases. Chaque case correspond à la combinaison d'un intervalle de niveau de vie anticipé ($[0; 1000]$; $]1000; 1500]$; $]1500; 2000]$; $]2000; 3500]$; $]3500; +\infty[$) et d'un état de santé anticipé (très mauvais; mauvais; moyen; bon; excellent). La grille est représentée par la figure A1. Nous en déduisons deux probabilités de niveau de vie anticipé : $Income_{Low}$, la moyenne des probabilités marginales anticipées d'avoir un revenu entre 0€ et 1000€ jusqu'à 80 ans⁹ et $Income_{High}$, la moyenne des probabilités marginales anticipées d'avoir un revenu supérieur à 2000€ jusqu'à 80 ans. Ainsi que deux probabilités d'état de santé anticipé : $Health_{Bad}$, la moyenne des probabilités marginales anticipées d'être en mauvaise ou en très mauvaise santé jusqu'à 80 ans, et $Health_{Good}$, la moyenne des probabilités marginales anticipées d'être en bonne ou en excellente santé jusqu'à 80 ans. Nous étudions aussi les probabilités marginales anticipées de niveau de vie et de santé aux différents horizons d'âge.

3.5 Mesure des préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie

Par mesure des préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie, nous entendons la place que chacun attribue à la santé dans les différents aspects de son bien-être (logement, alimentation, santé, loisirs...). Plus précisément, notre mesure des préférences

7. En ce qui concerne les anticipations de revenu, la littérature indique que les agents prévoient une persistance de leur revenu [24] voire la surestimation. Les erreurs dans les anticipations sont corrélées au revenu présent et à ses fluctuations passées [16, 56, 49]. Plus précisément, les ménages en haut de la distribution du revenu sur-estiment la croissance de leur revenu futur alors que les ménages à bas revenu la sous-estiment [56] et les individus qui ont connu des variations négatives de revenu dans le passé sont plus pessimistes en ce qui concerne leur revenu futur [16, 49].

8. L'étude raisonne en termes de niveau de vie et non en termes de revenu individuel : le répondant est invité à intégrer l'évolution anticipée de la composition de son foyer et éventuellement du revenu de son conjoint.

9. Prenons un individu de 45 ans qui a rempli trois grilles de jetons (une pour la décade 50-59 ans, une pour la décade 60-69 ans et une pour la décade 70-79 ans) et a formulé des probabilités de vivre avec un niveau de vie entre 0€ et 1000€ de 5% entre 50 et 59 ans, de 15% entre 60 et 69 ans et de 50% entre 70 et 79 ans. La moyenne de ses probabilités marginales anticipées ($Income_{Low}$) est égale à 23%. Elle est calculée de la façon suivante : $\frac{Income_{Low,50-59ans} + Income_{Low,60-69ans} + Income_{Low,70-79ans}}{3} = \frac{0.05 + 0.15 + 0.5}{3} = 0.23$.

dans l'arbitrage santé/niveau de vie correspond à la somme monétaire (ou disposition à payer) que les répondants auraient été prêts à donner pour avoir été en bonne santé au cours des douze derniers mois (*WTP* pour *willingness to pay*). Dans le cadre théorique sous-jacent, nous admettons une hétérogénéité des préférences : un individu a une plus grande préférence pour la santé lorsque sa disposition à payer pour être en bonne santé est plus élevée¹⁰.

La question est formulée de la manière suivante :

"Imaginez que vous n'ayez eu aucun problème de santé dans les douze derniers mois. Dans ce cas vous auriez été en parfaite santé et auriez bénéficié d'une meilleure qualité de vie. On ne parle ici que des douze derniers mois sans envisager d'amélioration de votre santé future. Par rapport à ce que vous avez vécu dans les 12 derniers mois, auriez-vous préféré éviter les problèmes de santé que vous avez eus mais avec une diminution de votre niveau de vie personnel en plus de x€¹¹ de dépenses non remboursées."

Le répondant peut répondre "oui", "non" ou "ne sait pas"¹².

S'il répond "oui", le questionnaire lui propose de déclarer sa disposition à payer :

"Quelle est la somme maximale dont vous auriez accepté de vous passer chaque mois dans ces conditions (c'est-à-dire en échange d'un bon état de santé au cours des 12 derniers mois) ?"

Le répondant indique d'abord une tranche puis le montant exact (au sein de cette tranche) qu'il accepterait de donner.

Si l'enquête répond "non", le questionnaire interroge son motif de refus, ce qui nous permet de distinguer les dispositions à payer nulles (les "vrais zéros") et les dispositions à payer non définies (les "faux zéros").

10. Notons que notre mesure des préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie ne concerne pas une réduction du risque de santé étant donné que le répondant compare sa situation personnelle (au cours des douze derniers mois) à une situation hypothétique où il serait de manière certaine en bonne santé avec un revenu inférieur. Notre mesure des préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie ne reflète pas des préférences pour le risque.

11. Cette somme correspond aux dépenses non remboursées en ville et à l'hôpital (ticket modérateur et éventuels dépassements d'honoraires) précédemment déclarées par le répondant.

12. Dans ce cas, la disposition à payer n'est pas définie.

Les dispositions à payer peuvent être nulles ("vrais zéros") en raison d'un niveau de vie trop bas : *"Mon niveau de vie est déjà tellement bas que je ne peux pas imaginer en avoir moins même avec une excellente santé."*; d'une faible préférence pour la santé : *"Il y a d'autres aspects de ma vie qui sont plus importants que ma santé."*; ou pour d'*"autres raisons"* qui peuvent être renseignées par une question ouverte. 92% des réponses à cette question ouverte indiquent une santé "suffisamment bonne".

Les dispositions à payer sont non définies ("faux zéros") si le répondant déclare que *"la question est trop difficile"*, qu'il est *"sans opinion"* ou qu'il indique comme *"autre raison"* un motif qui montre qu'il est hostile à donner une valeur monétaire à la santé¹³. Dans ce même registre, il peut aussi répondre que *"ce n'est pas à moi de payer pour la santé"*. Dans ce dernier cas, le questionnaire précise : *"Il ne s'agit pas de vous faire payer, mais d'évaluer ce que représentent pour vous les problèmes de santé"* et lui propose à nouveau de déclarer sa disposition à payer. S'il décide finalement d'accepter une réduction de son niveau de vie, sa disposition à payer est définie. S'il maintient un refus de payer, sa disposition à payer est non définie en raison d'une hostilité à l'évaluation monétaire de la santé.

Finalement nous distinguons (i) les dispositions à payer positives (41.5% de l'échantillon), (ii) les dispositions à payer nulles (37.7% de l'échantillon) et (iii) les dispositions à payer non définies (20.8% de l'échantillon). Le détail peut être lu dans le tableau 1.

13. Par exemple : *"La santé n'a pas de prix."* (femme de 47 ans, titulaire d'une complémentaire privée). Ou *"Ce n'est pas à moi de payer parce que mes frais de santé sont liés à mes revenus."* (homme de 64 ans, bénéficiaire de la CMU-C).

TABLE 1 – La disposition à payer pour être en bonne santé :
vrais et faux zéros

	N	%
WTP définie et positive	946	41.5
WTP définie et nulle ("vrai zéro")	860	37.7
- Revenu bas	434	19.0
- Préférences santé faibles	151	6.6
- Santé bonne ou suffisamment bonne	255	11.2
- Autres raisons	20	0.8
WTP non définie ("faux zéro")	475	20.8
- Question trop difficile	95	4.1
- Sans opinion	257	11.3
- Hostilité à l'évaluation monétaire de la santé	123	5.4
Total	2281	100.0

WTP. *willingness to pay*.

Source et champ : Enquête Valeur de la Santé. Chaire Santé Paris-Dauphine. 2009.
Individus de 18 à 64 ans.

L'utilisation de la disposition à payer comme mesure de la valeur donnée à la santé comprend plusieurs limites. Premièrement, dans la mesure où les répondants sont mis dans une situation hypothétique, la disposition à payer observée peut être plus ou moins éloignée de la vraie disposition à payer, on parle de "biais hypothétique". Ce problème semble limité dans l'enquête *Valeur de la santé* étant donné que le répondant doit comparer deux situations qu'il connaît : sa situation personnelle (en termes d'état de santé et de niveau de vie) et une situation en bonne santé avec un niveau de vie plus bas. Seules des personnes qui n'auraient jamais connu un état de bonne santé au cours de leur vie peuvent avoir des difficultés à envisager cette situation¹⁴. Deuxièmement, la disposition à payer est difficile à interpréter car elle est fonction de la situation financière individuelle [52] : les individus à bas revenu déclarent un consentement à payer pour être en bonne santé naturellement plus faible [32] sans que cela puisse être directement interprété comme l'expression d'une moindre préférence pour la santé. Ce n'est qu'une fois tenu compte du niveau de vie, que des différences de disposition à payer entre assurés peuvent être interprétées comme une hétérogénéité des préférences. Troisièmement, les assurés peuvent être hostiles à donner une valeur monétaire à la santé [31]. Notre stratégie empirique n'élimine pas cette source de biais.

14. Cf. Fleurbaey *et al.* [32] pour une discussion plus détaillée.

4 Statistiques descriptives

Étant donné que la CMU-C ne peut pas être conservée à la retraite même pour les individus avec de faibles revenus¹⁵, nos analyses portent sur le sous-échantillon des répondants de 18 ans à 64 ans. Après la restriction sur l'âge, mais avant la suppression des individus pour lesquels l'une des variables utilisées dans l'étude est non définie, l'échantillon comprend 2 382 observations (soit 71.5% de l'ensemble des répondants de l'enquête *Valeur de la santé*). Une fois supprimés les individus pour lesquels certaines variables ne sont pas définies (hormis la disposition à payer), notre échantillon comporte 2 281 individus (soit 95.8% de l'échantillon des enquêtés de 18 à 64 ans).

Le tableau 2 renseigne des caractéristiques socio-économiques des enquêtés selon leur statut vis-à-vis de la complémentaire santé : les titulaires d'une complémentaire privée (colonne 1), les bénéficiaires de la CMU-C (colonne 2) et les personnes sans complémentaire (colonne 3). Nous commentons des différences comme significatives en admettant un seuil de risque de première espèce de 5%.

15. Les montants des minima sociaux à la retraite excèdent le plafond d'éligibilité de la CMU-C.

TABLE 2 – Statistiques descriptives

		Compl. privée	CMU-C	Sans compl.	Diff. entre
		(1)	(2)	(3)	(2) et (3)
	N	1958	198	125	
	% Femme	0.511	0.567	0.402*	**
	Age	42.4	37.7***	35.5***	
Niveau de vie	Revenus/UC (€)	1505	599***	1154***	***
	% 1 ^{er} quartile	0.184	0.864***	0.383***	***
Niveau de diplôme	% Aucun diplôme	0.074	0.252***	0.085	***
	% Primaire/secondaire	0.630	0.640	0.577	
	% Supérieur	0.296	0.108***	0.337	***
Etat de santé	Nb. mal. sans risque	2.7	3.6***	2.2*	***
	Nb. mal. aiguës	0.1	0.2***	0.1	*
	Nb. mal. chronique.s	0.4	0.4	0.3	
	Nb. mal. aiguës et chronique.s	0.2	0.2	0.3	
	Nb. difficulté.s fonctionnelle.s	0.4	1.0*	0.7	*
	% ALD	0.159	0.193	0.153	
	% Malade	0.866	0.909 ⁺	0.788**	**
	SAH	75.5	69.7***	73.5 ⁺	
Recours aux soins	% Généraliste	0.808	0.754 ⁺	0.714**	
	% Spécialiste	0.612	0.516**	0.411***	*
	% Dentiste	0.486	0.454	0.306***	**
Anticipations	Income _{Low}	0.149	0.453***	0.166	***
	Income _{High}	0.338	0.066***	0.289	***
	Health _{Bad}	0.354	0.433**	0.366	+
	Health _{Good}	0.174	0.177	0.198	
Préférences santé ⁽¹⁾	% WTP=0	0.479	0.596**	0.527	
	- % WTP=0 car niveau de vie	0.206	0.477***	0.316 **	***
	- % WTP=0 car preferences	0.096	0.063	0.109	
	- % WTP=0 car bonne santé	0.164	0.055***	0.094*	
	WTP conditionnelle (€)	155	84**	85*	
	WTP non conditionnelle (€)	81	34**	40*	

⁺ $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

⁽¹⁾ Sur le sous-échantillon des répondants qui ont révélé leur disposition à payer (N=1802).

CMU-C. Couverture maladie universelle complémentaire; Compl. complémentaire; UC. Unité de consommation; ALD. Affection longue durée; Nb. nombre; mal. maladie.s; SAH. *self assessed health*; Diff. différence; NdV. Niveau de vie; WTP. *willingness to pay*.

Note.s : Les moyennes sont calculées avec des pondérations qui assurent la représentativité de la population française par structure d'âge et de sexe. La colonne (2) indique une différence significative entre les colonnes (1) et (2). La colonne (3) indique une différence significative la colonne (1) et (3). La colonne (4) indique une différence significative la colonne (2) et (3).

Source et champ : Enquête Valeur de la Santé. Chaire Santé Paris-Dauphine. 2009. Individus de 18 à 64 ans.

Nous retrouvons les caractéristiques démographiques des bénéficiaires de la CMU-C : une population jeune (38 ans en moyenne dans notre échantillon) et composée en majorité de femmes (à 57% dans notre échantillon contre 40% des personnes sans complémentaire et 51% des titulaires d'une complémentaire privée).

4.1 Une situation socio-économique inférieure

Le niveau de vie mensuel (ou revenu par unité de consommation) des bénéficiaires de la CMU-C atteint en moyenne 599€, un montant sans surprise beaucoup plus faible que celui des autres catégories d'assurés puisqu'il est lié au critère d'éligibilité à la CMU-C

(1154€ pour les personnes sans complémentaire et 1505€ pour les titulaires d'une complémentaire privée). 86% des bénéficiaires de la CMU-C sont dans le 1^{er} quartile de la distribution des niveaux de vie alors que ce n'est le cas que pour 38% des personnes sans complémentaire et 18% des titulaires d'une complémentaire privée. Concernant le niveau de diplôme, la proportion de personnes sans diplôme est significativement plus élevée chez les bénéficiaires de la CMU-C (respectivement 25% contre 9% et 7% pour les personnes sans complémentaire et les titulaires d'une complémentaire privée). À l'opposé, seulement 11% des bénéficiaires de la CMU-C ont un diplôme du supérieur, une proportion très inférieure à celle observée chez les autres assurés sociaux : 34% pour les personnes sans complémentaire et 30% pour les titulaires d'une complémentaire privée. Nous observons aussi que les personnes sans complémentaire ont un niveau de vie significativement inférieur et des niveaux de diplôme équivalents à ceux des titulaires d'une complémentaire privée.

Le tableau A1 en annexe donne une information sur la situation professionnelle, la catégorie socio-professionnelle (CSP) de l'enquêté et de celle de ses parents, la taille de l'aire urbaine du lieu d'habitation et le fait d'être propriétaire de son logement. Pour résumer, nous observons que les bénéficiaires de la CMU-C sont plus souvent au chômage (34%) ou au foyer (21%). Ils sont aussi plus souvent ouvrier (45%) ou sans emploi (13%) et moins souvent issus d'une famille où le père (ou la mère) est d'une profession intermédiaire ou supérieure : à 11% contre 25% et 23% pour les titulaires d'une complémentaire privée et les personnes sans complémentaire (à 6% contre 12% et 8% pour les titulaires d'une complémentaire privée et les personnes sans complémentaire). Les bénéficiaires de la CMU-C vivent majoritairement en milieu urbain : plus de 50% des bénéficiaires habitent dans des aires urbaines de plus de 200 000 habitants ou dans l'agglomération de Paris. Enfin seulement 4% des bénéficiaires de la CMU-C sont propriétaires de leur logement, une part bien inférieure aux titulaires d'une complémentaire privée (47%) et aux personnes sans complémentaire (15%).

4.2 Un état de santé "objectif" et perçu plus bas

La suite du tableau 2 donne l'état de santé et les comportements de recours aux soins des assurés. Les bénéficiaires de la CMU-C déclarent un nombre significativement plus important de maladies qui ne comportent pas de risques, de maladies qui comportent un risque

aigu et de difficultés fonctionnelles que les personnes sans complémentaire et les titulaires d'une complémentaire privée. Les bénéficiaires de la CMU-C déclarent avoir souffert en moyenne de 3.6 maladies qui ne comportent pas de risque au cours des 12 derniers mois, sont 19% à bénéficier d'une ALD et 91% à avoir connu au moins une pathologie ou une difficulté fonctionnelle au cours des douze derniers mois (cf. ligne "%Malade"). Leur état de santé perçu (*SAH*) est aussi plus dégradé que celui des autres assurés : par rapport aux titulaires d'une complémentaire privée et aux personnes sans complémentaire, ces différences sont respectivement égales à 6 et 4 points sur une échelle de 0 à 100. Les personnes sans complémentaire ont un état de santé qui se rapproche des titulaires d'une complémentaire privée mais ils déclarent significativement moins de pathologies sans risque, ce qui peut être associé à leur recours au généraliste, au spécialiste et au dentiste significativement inférieur¹⁶. Les bénéficiaires de la CMU-C recourent aussi significativement moins au généraliste et au spécialiste que les titulaires d'une complémentaire privée. Au cours des douze derniers mois, 75% des bénéficiaires de la CMU-C ont consulté un généraliste, 52% un spécialiste et 45% un dentiste.

4.3 Des anticipations de niveau de vie et d'état de santé inférieures

Les anticipations de niveau de vie des bénéficiaires de la CMU-C sont significativement inférieures à celles des autres assurés sociaux. Ils déclarent une probabilité significativement plus élevée d'avoir un revenu mensuel inférieur à 1000€ durant leur vie future (*Income_{Low}*) : 45% contre 17% et 15% pour les autres assurés. À l'inverse, leur probabilité anticipée de vivre avec un revenu mensuel supérieur à 2000€ (*Income_{High}*) est significativement plus faible : ils anticipent 7% de chance de vivre avec un haut niveau de vie dans le futur ; des probabilités qui atteignent respectivement 29% et 34% pour les personnes sans complémentaire et les titulaires d'une complémentaire privée.

En ce qui concerne les anticipations d'état de santé, les bénéficiaires de la CMU-C anticipent plus de chance de vivre en mauvaise santé dans le futur (*Health_{Bad}*) que les titulaires d'une complémentaire privée (44% contre 35%) mais nous n'observons pas de différences dans leur probabilité anticipée d'être en bonne santé (*Health_{Good}*).

Les personnes sans assurance complémentaire anticipent un niveau de vie et un état de santé équivalents aux titulaires d'une complémentaire privée.

16. Seule la différence de recours au généraliste entre les bénéficiaires de la CMU-C et les personnes sans complémentaire n'est pas significativement différente de 0.

4.4 Des dispositions à payer pour être en bonne santé inférieures

Parmi les répondants qui ont révélé leur disposition à payer pour n'avoir eu aucun problème de santé au cours des douze derniers mois¹⁷, 60% des bénéficiaires de la CMU-C déclarent une disposition à payer nulle, cette proportion n'est pas différente de celle des personnes sans complémentaire (53%) mais est significativement supérieure à celle des titulaires d'une complémentaire privée (48%). Cette différence ne s'explique pas parce qu'ils considèrent plus souvent qu'il y a "*d'autres aspects de ma vie qui sont plus importants que ma santé*" (cf. ligne $WTP = 0$ car préférences) mais parce qu'ils jugent leur niveau de vie trop bas. Ils donnent ce dernier motif dans 48% des cas alors que ce n'est le cas que pour 32% des personnes sans complémentaire et 21% des titulaires d'une complémentaire privée (cf. ligne $WTP = 0$ car niveau de vie). Enfin, les bénéficiaires de la CMU-C ne sont que 6% à déclarer une disposition à payer nulle en raison d'une santé jugée "suffisamment bonne" alors que c'est le cas pour 16% des titulaires d'une complémentaire privée et 9% des personnes sans complémentaire (cf. ligne $WTP = 0$ car "bonne santé"). Les personnes sans complémentaire santé ne sont pas plus nombreuses à déclarer une disposition à payer nulle que les titulaires d'une complémentaire privé mais elles sont significativement plus (moins) nombreuses à donner comme motif un niveau de vie trop bas (une santé "suffisamment bonne").

Conditionnellement ou non au fait d'accepter une réduction de leur revenu pour supprimer leurs problèmes de santé récents, les titulaires d'une assurance complémentaire privée déclarent des dispositions à payer plus élevées que les bénéficiaires de la CMU-C et que les personnes sans complémentaire. La disposition à payer conditionnelle pour être en bonne santé atteint en moyenne 84€ pour un bénéficiaire de la CMU-C, 85€ pour une personne sans complémentaire et 155€ pour une personne titulaire d'une complémentaire privée.

5 Analyse des déterminants des perceptions, des anticipations et des préférences

5.1 Perceptions et anticipations

Les perceptions d'état de santé et les anticipations d'état de santé ou de niveau de vie moins favorables des bénéficiaires de la CMU-C peuvent être associées à leur situation

17. Rappelons que c'est le cas pour 79.0% de notre échantillon.

actuelle plus défavorable en termes de niveau de vie et d'état de santé (cf. tableau 2). Ils peuvent aussi être conscients que leur niveau de diplôme plus bas (cf. tableau 2) ne leur permet pas d'anticiper un niveau de vie aussi élevé dans le futur.

5.1.1 Modèle

Pour tester si les différences de perceptions et d'anticipations persistent toutes choses égales par ailleurs, nous estimons par les moindres carrés ordinaires (MCO) le modèle suivant :

$$E_i = \gamma_0 + \gamma_1 CMUC_i + \gamma_2 Sans\ compl_i + X_i' \gamma_3 + \epsilon_i \quad (1)$$

pour $i = 1 \dots 2281$

Où E_i correspond au score de santé subjectif (SAH), aux probabilités anticipées de vivre avec un revenu inférieur à 1000€ ($Income_{Low}$) ou supérieur à 2000€ ($Income_{High}$) dans le futur et aux probabilités anticipées de vivre en mauvaise santé ($Health_{Bad}$) ou en bonne santé ($Health_{Good}$) dans le futur. $CMUC_i$ est une variable binaire égale à 1 si l'enquêté i bénéficie de la CMU-C et 0 sinon. $Sans\ compl_i$ est une variable binaire égale à 1 si l'enquêté n'a pas d'assurance complémentaire santé et 0 sinon. X_i' est un vecteur de caractéristiques individuelles associées aux perceptions et aux anticipations. Dans un premier modèle (modèle a), ce vecteur contient uniquement des variables de contrôle pour l'âge et le sexe¹⁸ puis nous ajoutons progressivement l'état de santé (modèle b), le niveau de vie en quartile (modèle c) et le niveau de diplôme (modèle d). ϵ_i correspond au terme d'erreur.

Dans ce modèle l'individu de référence est doté d'une complémentaire privée, et nous estimons les contrastes pour les bénéficiaires de la CMU-C (γ_1) et pour les individus sans complémentaire (γ_2). Nous adoptons un seuil de significativité de 5%. Les régressions sont réalisées avec des pondérations qui assurent la représentativité de la population française par structure d'âge et de sexe.

18. Ce sont des variables dichotomiques : homme 18-29 ans ; homme 30-39 ans ; homme 40-49 ans ; homme 50-64 ans ; femme 18-29 ans ; femme 30-39 ans ; femme 40-49 ans ; femme 50-64 ans.

5.1.2 Résultats

La colonne a du tableau 3 indique qu'à âge et sexe donnés les bénéficiaires de la CMU-C et les personnes sans complémentaire perçoivent un état de santé récent plus bas que les titulaires d'une complémentaire privée. Ces différences sont respectivement de 7 points ($p < 0.001$) et de 5 points ($p < 0.01$). Mais une fois tenue compte de nos indicateurs d'état de santé "objectifs" (colonne b), les bénéficiaires de la CMU-C ne perçoivent plus leur état de santé différemment des autres assurés, ce qui signifie que cette différence était intégralement expliquée par leur état de santé "objectivement" plus bas. En effet, le score de santé autoévalué (*SAH*) est associé négativement au nombre de pathologie.s, de difficulté.s fonctionnelle.s et au statut ALD indiquant sans surprise qu'une dégradation de l'état de santé "objectif" diminue l'état de santé perçu. En revanche, les personnes sans complémentaire déclarent toujours un état de santé perçu plus bas que les titulaires d'une complémentaire privée (-4 points ; $p < 0.05$). Une fois contrôlé pour les pathologie.s et les difficulté.s fonctionnelle.s vécue.s par les assurés, il ne reste pas de différence d'état de santé perçu qui pourraient être liée au dispositif d'assistance.

TABLE 3 – Analyse des perceptions de l'état de santé

	SAH			
	(a)	(b)	(c)	(d)
Compl. privée	Ref	Ref	Ref	Ref
CMU-C (γ_1)	-6.963***	-2.829 ⁺	-1.046	-0.599
Sans compl. (γ_2)	-4.997**	-3.905*	-3.133 ⁺	-3.270*
Test $\gamma_1 = \gamma_2$ (p-value)	0.428	0.621	0.345	0.227
Nb. mal. sans risque		-1.446***	-1.431***	-1.433***
Nb. mal. aiguës		-7.436***	-7.221***	-7.242***
Nb. mal. chronique.s		-2.039***	-1.938***	-1.857**
Nb. mal. aiguës et chronique.s		-2.846**	-2.708**	-2.796**
Nb. difficulté.s fonctionnelle.s		-3.579***	-3.545***	-3.546***
ALD (Ref=non)		-11.03***	-10.70***	-10.72***
4 ^{ème} quartile (revenus/UC)			Ref	Ref
3 ^{ème} quartile			-0.897	-0.374
2 ^{ème} quartile			-3.129**	-1.218*
1 ^{er} quartile			-4.085***	-3.028*
Supérieur				Ref
Primaire/secondaire				-1.775*
Aucun diplôme				-4.330**
Constante	85.40***	89.64***	91.56***	92.18***
N	2281	2281	2281	2281
R ²	0.068	0.343	0.349	0.352
Age, sexe	✓	✓	✓	✓

⁺ $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

SAH. *self assessed health*. CMU-C. Couverture maladie universelle complémentaire; Compl. complémentaire; UC. unité de consommation; Nb. nombre; mal. maladie.s; ALD. Affection longue durée.

Note.s : Les régressions sont réalisées avec des pondérations qui assurent la représentativité de la population française par structure d'âge et de sexe. Les écarts types estimés sont robustes à l'hétéroscédasticité.

Lecture : À âge et sexe donnés (colonne a), les bénéficiaires de la CMU-C évaluent leur état de santé (SAH) à 7.0 points de moins que les titulaires d'une complémentaire privée, cette différence est significative avec un risque de première espèce inférieur à 0.1%.

Source et champ : Enquête Valeur de la Santé. Chaire Santé Paris-Dauphine. 2009. Individus de 18 à 64 ans.

En contrôlant par le niveau de vie et le niveau de diplôme (colonnes c et d) nous confirmons qu'il n'existe pas de différence d'appréciation de la santé entre les titulaires d'une assurance complémentaire sous forme de dispositif d'assistance et les titulaires d'une assurance complémentaire privée. Nous voyons également dans les colonnes c et d que les personnes à bas revenu (appartenant au 1^{er} et au 2^{ème} quartiles de la distribution du niveau de vie) déclarent toutes choses égales par ailleurs un état de santé subjectif significativement plus faible que celles en haut de la distribution (4^{ème} quartile). Ce résultat peut traduire une hétérogénéité dans le report de l'état de santé subjectif à état de santé "objectif" donné selon le niveau de vie (comme le suggèrent les résultats de Etilé et Milcent [28]). Enfin, les personnes sans diplôme ou diplômées de l'enseignement primaire ou secondaire perçoivent, toutes choses égales par ailleurs, un état de santé significativement plus

faible que les diplômés du supérieur. Ces différences peuvent traduire que des personnes avec des niveaux de diplôme plus bas ont une connaissance inférieure de leurs pathologies.

Dans les colonnes 1a et 2a du tableau 4 nous observons que les bénéficiaires de la CMU-C et les personnes sans assurance complémentaire ont des anticipations de niveau de vie plus faibles que les titulaires d'une complémentaire privée à âge et sexe équivalents. Ils anticipent respectivement une probabilité plus élevée de vivre avec un revenu bas de +32 points de pourcentage ($p < 0.001$) et de +6 points de pourcentage ($p < 0.05$) et une probabilité plus faible de vivre avec un revenu haut de -29 points de pourcentage ($p < 0.001$) et de -8 points de pourcentage ($p < 0.05$). Les anticipations de niveau de vie plus faibles des personnes sans complémentaire sont intégralement expliquées par leur état de santé (colonnes 1b et 2b). En revanche, le moins bon état de santé des bénéficiaires de la CMU-C n'explique pas leurs anticipations de niveau de vie plus basses (colonnes 1b et 2b). Et même une fois contrôlé par le niveau de vie actuel (colonnes 1c et 2c), les bénéficiaires de la CMU-C estiment toujours avoir plus de chance de vivre avec un niveau de vie bas (+13 points de pourcentage ; $p < 0.001$) et moins de chance de vivre avec un niveau de vie haut (-9 points de pourcentage ; $p < 0.01$). Enfin, ces différences persistent quand nous contrôlons par le niveau de diplôme (colonnes 1d et 2d), quand nous utilisons d'autres mesures du niveau de vie actuel (en déciles ou avec une variable continue) et quand nous incluons des variables de contrôle supplémentaires : être propriétaire de son logement ; la CSP du répondant et la CSP de son père ou de sa mère, dans l'éventualité où l'agent formulerait ses anticipations en se rapportant à son groupe de référence¹⁹.

En ce qui concerne les variables de contrôle, nous observons une corrélation négative (positive) entre les anticipations de niveau de vie et le fait de bénéficier d'une ALD (le score de santé perçue (*SAH*)) : les bénéficiaires d'une ALD ou qui perçoivent un état de santé plus dégradé intègrent que leur état de santé plus bas peut affecter leur niveau de vie futur. Et nous voyons un fort gradient entre le niveau de vie actuel et le niveau de vie anticipé : plus les individus sont en bas de l'échelle du revenu aujourd'hui plus leurs anticipations de niveau de vie sont faibles. La corrélation est très forte, même une fois contrôlé par le niveau de diplôme. Les anticipations des enquêtés de *Valeur de la santé* sont conformes aux résultats de la littérature indiquant que les agents anticipent une forte persistance de leur revenu dans le futur Dominitz [24] et aux travaux récents de l'Organisation de développement et de coordination économiques (OCDE) qui montre

19. Ces derniers résultats sont disponibles sur demande.

une faible mobilité dans l'échelle du niveau de vie au cours de la vie [51]. Enfin, les anticipations sont associées au niveau de diplôme : les diplômés du supérieur prévoient plus de chance (moins de chance) de vivre avec un niveau de vie haut (bas) dans le futur. Ces anticipations sont conformes avec le fait que les salaires augmentent avec le niveau de diplôme en France [1].

Les résultats qui concernent les anticipations d'état de santé sont présentés dans le tableau 5. Contrairement aux anticipations de niveau de vie, il n'existe pas de différence d'état de santé anticipé selon le statut assurantiel et cela, quelles que soient les variables de contrôle incluses dans les modèles, hormis à âge et sexe équivalents (colonne 1a) où nous observons que les bénéficiaires de la CMU-C anticipent une probabilité plus élevée de vivre en mauvaise santé (+ 10 points de pourcentage, $p < 0.001$). Les anticipations d'état de santé sont en revanche associées à l'état de santé courant : les assurés bénéficiaires d'une ALD anticipent +14 points de pourcentage de risque de vivre en mauvaise santé et -4 points de pourcentage de chance de vivre en bonne santé. Elles sont aussi significativement associées au nombre de maladie.s sans risque qu'ont connue.s les assurés au cours des douze derniers ainsi qu'à leur score d'état de santé subjectif. Enfin, les assurés qui vivent avec un niveau de vie plus faible ou qui sont moins diplômés anticipent des états de santé plus bas (colonnes 1c, 1d, 2c et 2d). Les enquêtés semblent à juste titre intégrer l'existence en France d'inégalités de santé selon le niveau de vie et le niveau de diplôme [3, 15, 47].

TABLE 4 – Analyse des anticipations de niveau de vie

	Income _{Low}				Income _{High}			
	(1a)	(1b)	(1c)	(1d)	(2a)	(2b)	(2c)	(2d)
Compl. privée	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
CMU-C (γ_1)	0.322***	0.301***	0.131***	0.120***	-0.286***	-0.265***	-0.092***	-0.071**
Sans compl. (γ_2)	0.055*	0.039	-0.020	-0.015	-0.079*	-0.066 ⁺	-0.001	-0.014
Test $\gamma_1 = \gamma_2$ (p-value)	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.010	0.096
Nb. mal. sans risque	0.000	0.000	-0.000	0.000	0.001	0.002	0.002	0.001
Nb. mal. aiguës	0.008	0.008	-0.003	-0.001	-0.013	-0.000	-0.000	-0.006
Nb. mal. chronique.s	0.004	0.004	-0.002	-0.005	-0.004	0.006	0.006	0.012
Nb. mal. aiguës et chronique.s	0.009	0.009	-0.004	-0.001	0.014	0.025	0.019	0.019
Nb. difficulté.s fonctionnelle.s	-0.004	-0.004	-0.005	-0.005	-0.010	-0.010	-0.010	-0.010
ALD (Ref=non)	0.096***	0.077**	0.080**	0.080**	-0.053*	-0.030	-0.037 ⁺	-0.037 ⁺
SAH	-0.002***	-0.001**	-0.001**	-0.001**	0.002***	0.001**	0.001**	0.001*
4 ^{ème} quartile (revenus/UC)	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
3 ^{ème} quartile		0.061***	0.045***	0.045***		-0.313***		-0.268***
2 ^{ème} quartile		0.164***	0.138***	0.138***		-0.388***		-0.319***
1 ^{er} quartile		0.340***	0.310***	0.310***		-0.510***		-0.433***
Supérieur	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
Primaire/secondaire		0.057***		0.057***				-0.174***
Aucun diplôme		0.113***		0.113***				-0.236***
Constante	0.042**	0.203***	0.021	-0.010	0.427***	0.251***	0.632***	0.719***
N	2281	2281	2281	2281	2281	2281	2281	2281
R ²	0.121	0.152	0.257	0.265	0.063	0.081	0.243	0.278
Age, sexe	√	√	√	√	√	√	√	√

+ $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

CMU-C. Couverture maladie universelle complémentaire; Compl. complémentaire; UC. unité de consommation; Nb. nombre; mal. maladie.s; ALD. Affection longue durée; SAH. *self assessed health*.

Note.s : Les régressions sont réalisées avec des pondérations qui assurent la représentativité de la population française par structure d'âge et de sexe. Les écarts types estimés sont robustes à l'hétéroscédasticité.

Lecture : À âge et sexe donnés, (colonne 1a), les bénéficiaires de la CMU-C anticipent une probabilité de vivre avec moins de 1000€ mensuels jusqu'à 80 ans de +32.2 points de pourcentage par rapport aux titulaires d'une complémentaire privée, cette différence est significative avec un risque de première espèce inférieur à 0.1%.

Source et champ : Enquête Valeur de la Santé. Chaire Santé Paris-Dauphine. 2009. Individus de 18 à 64 ans.

TABLE 5 – Analyse des anticipations d'état de santé

	Health _{Bad}				Health _{Good}			
	(1a)	(1b)	(1c)	(1d)	(2a)	(2b)	(2c)	(2d)
Compl. privée	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
CMU-C (γ_1)	0.0995***	0.0401	0.0248	0.0178	-0.0153	0.0146	0.0119	0.0147
Sans compl. (γ_2)	0.0488 ⁺	0.0166	0.00791	0.0102	-0.0154	0.000467	0.00128	-0.000718
Test $\gamma_1 = \gamma_2$ (p-value)	0.186	0.507	0.639	0.832	0.998	0.650	0.734	0.617
Nb. mal. sans risque	0.0111***	0.0110***	0.0110***	0.0111***	-0.00681**	-0.00678**	-0.00685**	-0.00685**
Nb. mal. aiguës	0.00310	0.000985	0.000985	0.00175	0.0128	0.0128	0.0132	0.0123
Nb. mal. chroniques	0.00976	0.00813	0.00813	0.00704	-0.00585	-0.00585	-0.00562	-0.00467
Nb. mal. aiguës et chroniques	0.0196	0.0192	0.0192	0.0208	-0.000582	-0.000582	-0.00108	-0.00198
Nb. difficultés fonctionnelles	0.0100	0.0101	0.0101	0.0104	0.00170	0.00170	0.00163	0.00162
ALD (Ref=non)	0.145***	0.142***	0.142***	0.143***	-0.0356**	-0.0351**	-0.0351**	-0.0364**
SAH	-0.00487***	-0.00474***	-0.00474***	-0.00467***	0.00315***	0.00313***	0.00313***	0.00309***
4 ^{ème} quartile (revenus/UC)	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
3 ^{ème} quartile			0.0634***	0.0557**			-0.0133	-0.00608
2 ^{ème} quartile			0.0869***	0.0734***			-0.0239	-0.0131
1 ^{er} quartile			0.0755***	0.0598**			-0.00856	0.00346
Supérieur					Ref			Ref
Primaire/secondaire					0.0256 ⁺			-0.0287*
Aucun diplôme					0.0680*			-0.0332
Constante	0.242***	0.636***	0.564***	0.549***	0.301***	0.0410	0.0557	0.0696 ⁺
N	2281	2281	2281	2281	2281	2281	2281	2281
R ²	0.040	0.228	0.236	0.238	0.062	0.142	0.143	0.145
Age, sexe	√	√	√	√	√	√	√	√

+ $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

CMU-C: Couverture maladie universelle complémentaire; Compl. complémentaire; UC: unité de consommation; Nb. nombre; mal. maladie.s; ALD: Affection longue durée; SAH: *self assessed health*.

Note.s : Les régressions sont réalisées avec des pondérations qui assurent la représentativité de la population française par structure d'âge et de sexe. Les écarts types estimés sont robustes à l'hétéroscédasticité.

Lecture : À âge et sexe donnés, (colonne 1a), les bénéficiaires de la CMU-C anticipent une probabilité de vivre en mauvaise ou très mauvaise santé jusqu'à 80 ans de +9.9 points de pourcentage par rapport aux titulaires d'une complémentaire privée, cette différence est significative avec un risque de première espèce inférieur à 0.1%.

Source et champ : Enquête Valeur de la Santé. Chaire Santé Paris-Dauphine. 2009. Individus de 18 à 64 ans.

5.1.3 Robustesse

Pour tester la robustesse de nos résultats, nous étudions dans un premier temps si les spécificités (ou les similarités) dans les perceptions et les anticipations sont toujours observées au sein du 1^{er} quartile de la distribution du niveau de vie. Le tableau A2 présente les résultats des estimations 1 où nous avons ajouté une interaction entre le statut assurantiel et le fait d'appartenir ou non au 1^{er} quartile de la distribution du niveau de vie. Ces estimations confirment que les anticipations de niveau de vie des bénéficiaires de la CMU-C sont significativement inférieures (colonne 2). Toutes choses égales par ailleurs, les bénéficiaires de la CMU-C qui appartiennent au 1^{er} quartile de niveau de vie anticipent une probabilité significativement plus élevée de vivre avec un niveau de vie bas, que les titulaires d'une complémentaire privée (+10 points de pourcentage, $p < 0.01$) et que les personnes sans assurance complémentaire (+22 points de pourcentage, $p < 0.001$) qui appartiennent au 1^{er} quartile de niveau de vie. En revanche, nous ne trouvons plus de différence significative dans la probabilité anticipée de vivre avec un niveau de vie élevé au sein du 1^{er} quartile de niveau de vie (colonne 3). L'absence de spécificités dans les perceptions et les anticipations d'état de santé des bénéficiaires de la CMU-C est confirmée (colonnes 1, 4 et 5).

Nous étudions aussi les anticipations de niveau de vie et d'état de santé aux différents horizons temporels : 30-39 ans, 40-49 ans, 50-59 ans, 60-69 ans et 70-79 ans. Les résultats de ces estimations sont présentés pour les anticipations de niveau de vie dans les tableaux A3 et A4²⁰. En plus de modifier l'horizon temporel des anticipations étudiées, ce test réduit l'échantillon à une population plus jeune puisque les répondants élicitent leurs anticipations uniquement pour des horizons d'âge qu'ils n'ont pas encore atteint. Les différences de probabilités anticipées de vivre avec un niveau de vie bas (*Income_{Low}*) entre les bénéficiaires de la CMU-C et les personnes sans assurance complémentaire sont maintenues à tous les horizons temporels, mais elles n'apparaissent qu'à partir de l'horizon 50-59 ans quand nous comparons les bénéficiaires de la CMU-C aux titulaires d'une assurance complémentaire privée. En ce qui concerne la variable *Income_{High}*, les bénéficiaires de la CMU-C anticipent une probabilité plus faible que les titulaires d'une complémentaire privée de vivre avec un niveau de vie haut aux horizons 40-49 ans, 50-59 ans et 60-69 ans.

20. Les mêmes estimations pour les anticipations d'état de santé ne font apparaître aucun nouveau résultat. Elles sont disponibles sur demande.

5.2 Préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie

Comment expliquer que les bénéficiaires de la CMU-C aient une disposition à payer pour être en bonne santé inférieure à celle des titulaires d'une assurance complémentaire privée alors que leur état de santé est plus mauvais? Est-ce parce qu'ils accordent moins d'importance à la santé dans les différents aspects de leur bien être? Ou parce que leur niveau de vie trop bas les contraint à déclarer des dispositions à payer moins élevées sans que cela puisse être interprété comme une préférence plus faible pour la santé? Ou encore parce que leurs anticipations de niveau de vie sont inférieures (si on suit l'hypothèse d'une utilité marginale de la santé qui serait fonction croissante du niveau de revenu)?

5.2.1 Modèle

Les assurés, et notamment ceux qui disposent de faibles ressources financières, peuvent vouloir échanger de la santé pour du revenu [41]. Cependant, le questionnaire *Valeur de la santé* n'autorise pas les répondants à déclarer une disposition à payer négative pour n'avoir eu aucun problème de santé au cours des douze derniers mois. Quand la disposition à payer est définie, nous observons :

$$WTP = \begin{cases} WTP^* & \text{si } WTP^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (2)$$

Où WTP^* (variable latente) correspond à la vraie disposition à payer pour n'avoir eu aucun problème de santé au cours des douze derniers mois.

La disposition à payer est continue, mais censurée en "0" pour 48% des enquêtés qui ont révélé leur disposition à payer. Pour tenir compte de cette sélection, nous estimons un *two part model* sur le sous-échantillon des répondants qui ont révélé leur disposition à payer ($N = 1802$)²¹.

Dans une première étape, nous estimons la probabilité d'avoir une disposition à payer positive par un modèle *probit* :

21. En revanche, notre stratégie empirique ne tient pas compte des biais issus de cette autre source de sélection (i.e. les refus de réponse). Pour rappel, une disposition à payer "refus" correspond à une trop grande difficulté à répondre à la question posée, à une hostilité à l'évaluation monétaire de la santé ou à une réponse "sans opinion".

$$Pr(WTP_i^* > 0) = \alpha_0 + \alpha_1 CMUC_i + \alpha_2 Sans\ compl_i + Z_i' \alpha_3 + u_i \quad (3)$$

pour $i = 1 \dots 1802$

Où Z_i' est un vecteur de caractéristiques individuelles associées à la disposition à payer, il inclut selon les modèles les mêmes variables que le vecteur X_i' décrit plus haut (âge, sexe, état de santé, quartiles de niveau de vie, niveau de diplôme), la variable $Malade_i$ égale à 1 si le répondant i a déclaré au moins une pathologie ou une difficulté fonctionnelle au cours des douze derniers mois et 0 sinon et les anticipations de niveau de vie $Income_{Low}$ et $Income_{High}$. Les résultats décrits plus bas sont aussi robustes à l'ajout comme variable explicative de la CSP du répondant ou de celle de ses parents²², pour tenir compte d'une éventuelle transmission intergénérationnelle des préférences pour la santé [7]. u_i correspond au terme d'erreur.

Puis en deuxième étape, nous estimons par les MCO :

$$WTP_i^* = \beta_0 + \beta_1 CMUC_i + \beta_2 Sans\ compl_i + Y_i' \beta_3 + v_i \quad \text{si } WTP_i^* > 0 \quad (4)$$

pour $i = 1 \dots 1802$

Où Y_i' est un vecteur de caractéristiques individuelles qui comprend les mêmes variables qu'en première étape exceptée la variable $Malade_i$. $Malade_i$ correspond à notre variable d'exclusion quand nous estimons le modèle en deux étapes en suivant la procédure d'Heckman [39]. v_i correspond au terme d'erreur.

Comme précédemment, nous testons des différences de disposition à payer entre les bénéficiaires de la CMU-C et les autres assurés avec les deux tests d'hypothèses nulles : $H_0 : \beta_1 = 0$ et $H_0 : \beta_2 = 0$. Nous conservons l'adoption d'un seuil de significativité de 5%. Tous les modèles sont estimés avec des pondérations qui assurent la représentativité de la population française par structure d'âge et de sexe.

Le *two part model* ne contrôle pas pour d'éventuelles caractéristiques individuelles inobservables qui détermineraient à la fois la probabilité d'avoir une disposition à payer positive et le montant de cette disposition à payer (i.e $corr(u_i, v_i) \neq 0$). Pour tenir compte de cette

22. Ces résultats sont disponibles sur demande.

éventualité, nous avons aussi estimé des modèles en deux étapes en suivant la procédure d'Heckman [39]. Les résultats montrent que l'inverse du ratio de Mills, qui est estimé à l'issue de la première étape²³ puis ajouté en variable explicative en deuxième étape n'est jamais significativement associé au montant de la disposition à payer²⁴. Pour cette raison, nous présentons dans ce chapitre les résultats du *two part model*. Les résultats obtenus par le modèle d'Heckman [39] sont similaires à ceux obtenus avec le *two part model* et disponibles sur demande.

5.2.2 Résultats

Les tableaux 6 et 7 présentent respectivement les résultats de la première et de la deuxième étape quand nous estimons un *two part model*.

Le tableau 6 indique que, quel que soit les variables de contrôle incluses dans les estimations (colonnes a, b, c, d, e et f), la probabilité de déclarer une disposition à payer positive n'est pas différente entre les personnes sans assurance complémentaire et les titulaires d'une assurance complémentaire privée. En revanche, nous observons qu'à âge et sexe équivalents (colonne a), les bénéficiaires de la CMU-C ont une probabilité significativement plus faible que les autres assurés de déclarer une disposition à payer positive pour n'avoir eu aucun problème de santé au cours des douze derniers mois ($p < 0.01$). En contrôlant par l'état de santé (colonne b), cette différence est maintenue, mais une fois contrôlé par le niveau de vie (colonne c), elle n'est plus significativement différente de "0". La plus forte propension des bénéficiaires de la CMU-C à déclarer une disposition à payer nulle est intégralement expliquée par leur niveau de vie plus bas. La probabilité de déclarer une disposition à payer nulle pour n'avoir eu aucun problème de santé au cours des douze derniers mois est sans surprise associée à l'état de santé courant. Plus précisément, elle augmente significativement avec le nombre de maladie.s sans risque ($p < 0.05$), le nombre de maladie.s aiguës et chronique.s ($p < 0.001$), le nombre de difficulté.s fonctionnelle.s ($p < 0.001$), le fait de bénéficier d'une ALD ($p < 0.05$) et le fait d'avoir eu au moins une maladie ou une difficulté fonctionnelle ($p < 0.001$) et diminue avec le score de santé perçue ($p < 0.001$). En outre, la probabilité de déclarer une disposition à payer positive est positivement associée au niveau de vie mais pas au niveau de diplôme et aux

23. $m_i = \frac{\phi(\alpha_0 + \alpha_1 CMUC_i + \alpha_2 No\ compl_i + Z_i' \alpha_3 + \alpha_4 Malade_i)}{\Phi(\alpha_0 + \alpha_1 CMUC_i + \alpha_2 No\ compl_i + Z_i' \alpha_3 + \alpha_4 Malade_i)}$ avec $\phi(\cdot)$ correspondant à la fonction de densité de la loi normale et $\Phi(\cdot)$ correspondant à la fonction de répartition de la loi normale.

24. La distribution suivie par l'inverse du ratio de Mills est estimée par méthode bootstrap en suivant la procédure indiquée par Cameron *et al.* [10].

anticipations de niveau de vie (colonnes c, d, e et f)²⁵.

Nous commentons maintenant les résultats de la deuxième étape. En contrôlant par l'âge et le sexe (colonne a), nous observons que les bénéficiaires de la CMU-C et les personnes sans complémentaire ont une disposition à payer (mensuelle) pour n'avoir eu aucun problème de santé au cours des douze derniers mois plus faible que les titulaires d'une assurance complémentaire privée. Ces différences atteignent respectivement 69€ ($p < 0.001$) et 59€ ($p < 0.01$). Quand nous ajoutons les indicateurs d'état de santé aux variables explicatives, les différences persistent et s'amplifient. Mais une fois contrôlé par le niveau de vie (colonne c), la différence de disposition à payer entre les bénéficiaires de la CMU-C et les titulaires d'une complémentaire privée n'est plus significativement différente de "0". C'est à dire que quand on tient compte de leurs plus faibles ressources financières, les bénéficiaires de la CMU-C donnent autant de valeur à la santé dans l'arbitrage santé/niveau de vie que les titulaires d'une complémentaire privée. Ce n'est en revanche pas le cas des personnes sans assurance complémentaire dont la disposition à payer reste toujours significativement inférieure à celle des titulaires d'une complémentaire privée (environ -60€ par mois). Cette différence est toujours significative avec un risque de première espèce inférieur à 1%, ce qui confirme que si nous n'observons pas de différence de disposition à payer entre les titulaires d'une assurance complémentaire privée et les bénéficiaires de la CMU-C, plus nombreux que les personnes sans assurance complémentaire dans notre échantillon, ce n'est pas en raison d'un manque de puissance statistique.

25. Elle n'est pas non plus associée aux anticipations d'état de santé. Les résultats sont disponibles sur demande.

TABLE 6 – Analyse des préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie - première étape (*probit*)

	Pr(WTP > 0)					
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
Compl. privée	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
CMU-C (α_1)	-0.285***	-0.403***	-0.121	-0.105	-0.0944	-0.103
Sans compl. (α_2)	0.0244	-0.0344	0.0824	0.0795	0.0775	0.0802
Test $\alpha_1 = \alpha_2$ (p-value)	0.004	0.001	0.074	0.107	0.136	0.109
Nb. mal. sans risque	0.0206*	0.0206*	0.0217*	0.0214*	0.0212*	0.0213*
Nb. mal. aiguës	0.0573	0.0573	0.0613	0.0629	0.0632	0.0632
Nb. mal. chronique.s	-0.0543	-0.0543	-0.0483	-0.0466	-0.0463	-0.0469
Nb. mal. aiguës et chronique.s	0.149**	0.149**	0.172***	0.167***	0.168***	0.167***
Nb. difficulté.s fonctionnelle.s	0.0976***	0.0976***	0.103***	0.101***	0.101***	0.102***
ALD (Ref=non)	0.102	0.102	0.146*	0.147*	0.152*	0.148*
SAH	-0.00780***	-0.00780***	-0.00881***	-0.00897***	-0.00909***	-0.00902***
Malade (Ref=non)	0.673***	0.366***	0.379***	0.380***	0.381***	0.379***
4 ^{ème} quartile (revenus/UC)	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
3 ^{ème} quartile	-0.223***	-0.223***	-0.216**	-0.216**	-0.213**	-0.207**
2 ^{ème} quartile	-0.392***	-0.392***	-0.375***	-0.375***	-0.364***	-0.365***
1 ^{er} quartile	-0.651***	-0.651***	-0.631***	-0.631***	-0.606***	-0.617***
Supérieur	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
Primaire/secondaire	-0.00928	-0.00928	-0.00928	-0.00928	-0.00488	-0.00411
Aucun diplôme	-0.140	-0.140	-0.140	-0.140	-0.131	-0.133
Income _{Low}	-0.0768	-0.0768	-0.0768	-0.0768	-0.0768	-0.0768
Income _{High}	0.0291	0.0291	0.0291	0.0291	0.0291	0.0291
Constante	-1.062***	-0.244	0.134	0.150	0.151	0.131
N	1802	1802	1802	1802	1802	1802
Age, sexe	√	√	√	√	√	√

+ $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$
WTP. *willingness to pay*. CMU-C. Couverture maladie universelle complémentaire; Compl. complémentaire; UC. unité de consommation; Nb. nombre; mal. maladies; ALD. Affection longue durée; SAH. *self assessed health*.
Notes: Les modèles sont estimés par un modèle *probit*. Les régressions sont réalisées avec des pondérations qui assurent la représentativité de la population française par structure d'âge et de sexe.
Lecture: À âge et sexe donnés, (colonne a), les bénéficiaires de la CMU-C ont une probabilité de déclarer une disposition à payer pour être en bonne santé positive significativement plus faible que les titulaires d'une complémentaire privée, cette différence est significative avec un risque de première espèce inférieur à 0.1%.
Source et champ: Enquête Valeur de la Santé. Chaire Santé Paris-Dauphine. 2009. Individus de 18 à 64 ans.

TABLE 7 – Analyse des préférences dans l’arbitrage santé/niveau de vie - deuxième étape
(*two part model*)

	WTP WTP > 0					
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
Compl. privée	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
CMU-C (β_1)	-68.59***	-96.29***	-38.15	-25.57	-16.02	-24.28
Sans compl. (β_2)	-59.45**	-76.95***	-56.53**	-60.47**	-60.38**	-59.92**
Test $\beta_1 = \beta_2$ (p-value)	0.705	0.408	0.479	0.199	0.105	0.187
Nb. mal. sans risque		0.668	1.580	1.301	1.373	1.249
Nb. mal. aiguës		36.22	40.94 ⁺	39.13 ⁺	37.12 ⁺	39.37 ⁺
Nb. mal. chronique.s		0.481	2.652	3.831	4.494	3.179
Nb. mal. aiguës et chronique.s		18.78	25.91	22.97	23.51	23.12
Nb. difficulté.s fonctionnelle.s		5.529	6.116	6.614	6.488	7.090
ALD (Ref=non)		100.8***	102.0***	100.5***	103.4***	101.5***
SAH		-0.494	-0.645	-0.790 ⁺	-0.840 ⁺	-0.862 ⁺
4 ^{ème} quartile (revenus/UC)			Ref	Ref	Ref	Ref
3 ^{ème} quartile			-69.28**	-54.65*	-51.16*	-42.62 ⁺
2 ^{ème} quartile			-82.37***	-56.77*	-50.20*	-41.17
1 ^{er} quartile			-137.8***	-111.3***	-95.04***	-90.93***
Supérieur				Ref	Ref	Ref
Primaire/secondaire				-45.59*	-42.26*	-37.60 ⁺
Aucun diplôme				-105.4***	-99.83***	-95.25***
Income _{Low}					-49.39*	
Income _{High}						42.22 ⁺
Constante	89.32***	121.7**	200.9***	228.2***	225.5***	199.3***
N	942	942	942	942	942	942
R ²	0.020	0.080	0.113	0.125	0.129	0.129
Age, sexe	✓	✓	✓	✓	✓	✓

⁺ $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

WTP. *willingness to pay*; CMU-C. Couverture maladie universelle complémentaire; Compl. complémentaire; UC. unité de consommation; Nb. nombre; mal. maladies; ALD. Affection longue durée; SAH. *self assessed health*.

Note.s : Les régressions sont réalisées avec des pondérations qui assurent la représentativité de la population française par structure d’âge et de sexe. Les écarts types estimés sont robustes à l’hétéroscédasticité.

Lecture : À âge et sexe donnés (colonne a), les bénéficiaires de la CMU-C déclarent une disposition à payer pour être en bonne santé de -69€ par rapport aux titulaires d’une complémentaire privée, cette différence est significative avec un risque de première espèce inférieur à 0.1%.

Source et champ : Enquête Valeur de la Santé. Chaire Santé Paris-Dauphine. 2009. Individus de 18 à 64 ans.

La disposition à payer est fortement associée au fait de bénéficier d’une ALD : les assurés qui disposent d’une ALD donnent en moyenne 100€ de plus par mois pour être en bonne santé ($p < 0.001$). Sans surprise, nous observons aussi un fort gradient entre le niveau de vie et le montant de la disposition à payer. Ce gradient diminue, mais reste significatif quand nous contrôlons par le niveau de diplôme et par les anticipations de niveau de vie (colonnes c, d, e et f). Par exemple dans la colonne f, seule la différence entre le 1^{er} et le 4^{ème} quartile du niveau de vie est significative : les personnes appartenant au 1^{er} quartile de la distribution du niveau de vie ont une disposition à payer mensuelle pour être en bonne santé de -91€ par rapport à celle des personnes appartenant au 4^{ème} quartile du niveau de vie ($p < 0.001$). Cette association peut refléter une plus faible valeur donnée à

la santé dans l'arbitrage santé/niveau de vie des personnes en bas de l'échelle des revenus et/ou être conduite par le fait que la disposition à payer est par définition fonction du niveau de vie [52].

Les préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie sont aussi associées au niveau de diplôme (colonnes d, e et f). Les personnes sans diplôme et avec un diplôme de l'enseignement primaire ou secondaire déclarent des dispositions à payer significativement plus faibles que les diplômés du supérieur toutes choses égales par ailleurs. Ces différences atteignent respectivement environ 100€ ($p < 0.001$) et 40€ ($p < 0.05$). Tout comme pour la *SAH*, une différence de disposition à payer pour la santé selon le niveau de diplôme peut être interprétée comme le résultat d'une plus faible connaissance de leurs pathologies des personnes moins diplômées. Elle peut aussi refléter des différences de préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie selon le niveau d'éducation.

Enfin, nous incluons dans les dernières spécifications (colonnes e et f) les anticipations de niveau de vie. Toutes choses égales par ailleurs, les assurés qui anticipent un niveau de vie plus bas donnent moins de la valeur à la santé (i.e. plus de valeur au revenu) dans leur arbitrage santé/niveau de vie ($p < 0.05$) : une hausse de la probabilité anticipée de vivre avec un niveau de vie bas ($Income_{Low}$) de +10 points de pourcentage est associée à une baisse de la disposition à payer pour être en bonne santé de 4€ par mois. Bien que cet effet soit d'une faible amplitude et que nous n'observions pas d'association significative entre la disposition à payer et la variable $Income_{High}$, ces résultats suggèrent que l'utilité marginale de la santé (ici la valeur attribuée à la santé dans l'arbitrage santé/niveau de vie) peut être, dans une vision inter-temporelle, positivement associée au niveau de vie anticipé. Une limite de cette interprétation est qu'elle suppose des préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie qui seraient fixes dans le temps.

5.2.3 Robustesse

Le tableau A5 indique si les différences de disposition à payer pour être en bonne santé entre groupes de différents statuts assurantiels persistent au sein du 1^{er} quartile de la distribution du niveau de vie. Parmi les assurés appartenant au 1^{er} quartile du niveau de vie, les bénéficiaires de la CMU-C ne déclarent pas moins souvent accepter une réduction de leur niveau de vie pour être en bonne santé que les personnes sans complémentaire ou

que les titulaires d'une complémentaire privée (colonne 1) et le montant de leur disposition à payer reste non-significativement différent (colonnes 2a, 2b et 2c). En revanche, la disposition à payer conditionnelle n'est plus significativement associée au niveau de vie (mesuré ici par une variable quantitative) mais reste associée au niveau de diplôme et aux anticipations de niveau de vie. Une probabilité anticipée de vivre dans le futur avec un niveau de vie bas (un niveau de vie haut) de +10 points de pourcentage correspond à une disposition à payer mensuelle de -6€ (de +5€). Ces associations sont significatives avec des risques de première espèce inférieurs à 5%.

Quand nous étudions si les anticipations de niveau de vie par horizon d'âge sont associées au montant de la disposition à payer pour être en bonne santé (cf. tableaux A6 et A7), nous n'observons qu'une association significativement positive entre la disposition à payer et les anticipations de niveau de vie mesurées par la variable $Income_{Low}$ aux horizons 60-69 ans et 70-79 ans.

6 Analyse des comportements de recours aux soins

L'objectif de cette section est d'étudier si les perceptions de l'état de santé, les préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie et les anticipations de niveau de vie et de santé peuvent améliorer la compréhension des comportements de recours aux soins des bénéficiaires de la CMU-C.

6.1 Modèle

Les comportements de recours aux soins sont expliqués par des modèles de probabilités linéaires suivants :

$$R_i = \lambda_0 + \lambda_1 CMUC_i + \lambda_2 Sans\ compl_i + W_i' \lambda_3 + \xi_i \quad (5)$$

Où R_i correspond aux variables de recours aux soins : des variables dichotomiques égales à 1 si l'enquêté a consulté un généraliste, un spécialiste ou un dentiste au cours des douze derniers mois et 0 sinon. W_i' correspond à un vecteur de variables individuelles qui peuvent affecter les décisions de recours aux soins. Il comprend l'âge, le sexe, l'état de santé, le niveau de vie (en quartiles), le niveau de diplôme, la taille de l'aire urbaine d'habitation (comme approximation de l'offre de soins) et l'occupation professionnelle (comme approximation du coût du temps à aller chez le médecin). Plus précisément, l'état

de santé est mesuré par le score de santé subjective (*SAH*) et par des indicateurs d'état de santé "objectif" : le nombre de maladie.s sans risque, aiguë.s, chronique.s, aiguë.s et chronique.s, le nombre de difficultés fonctionnelles et le bénéfice d'une ALD pour le recours au généraliste et le recours au spécialiste ; et par deux variables dichotomiques indiquant si l'enquêté a eu des problèmes de dents ou des caries au cours des douze derniers mois pour le recours au dentiste. Enfin, nous incluons séparément nos indicateurs subjectifs : la *WTP*, *Income_{Low}*, *Income_{High}*, *Health_{Bad}* et *Health_{Good}*.

Nous adoptons un seuil de significativité de 5%. Les régressions sont réalisées avec des pondérations qui assurent la représentativité de la population française par structure d'âge et de sexe.

6.2 Résultats

Les tableaux 8, 9 et 10 présentent respectivement les résultats des estimations pour le recours au généraliste, au spécialiste et au dentiste.

Quand nous contrôlons uniquement par l'âge et le sexe (colonnes a), nous observons que, par rapport aux titulaires d'une complémentaire privée, les bénéficiaires de la CMU-C recourent moins au spécialiste (-10 points de pourcentage ; $p < 0.01$) et les personnes sans complémentaire moins au spécialiste (-14 points de pourcentage ; $p < 0.01$) et au dentiste (-16 points de pourcentage ; $p < 0.001$). Une fois tenue compte de toutes les caractéristiques individuelles qui peuvent être associées aux comportements de recours aux soins (colonnes b), nous n'observons plus de différences entre les bénéficiaires de la CMU-C et les titulaires d'une complémentaire privée mais toujours que les personnes sans assurance complémentaire recourent significativement moins au spécialiste (-13 points de pourcentage ; $p < 0.01$) et au dentiste (-16 points de pourcentage ; $p < 0.001$). Ces résultats sont conformes aux travaux réalisés par Jess [42] et Jusot *et al.* [43], excepté que nous n'observons pas de différence significative pour le recours au généraliste entre les titulaires d'une assurance privée et les personnes sans complémentaire. Les résultats ne sont pas modifiés quand nous ajoutons successivement aux variables explicatives les différents indicateurs subjectifs (colonnes c, d, e, f et g). Nous confirmons le rôle protecteur de la CMU-C au même titre qu'une complémentaire privé pour garantir l'accès aux soins dentaires et spécialistes en France, moins bien pris en charge par l'assurance maladie obligatoire que les soins généralistes.

TABLE 8 – Analyse du recours au généraliste

	Généraliste						
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)
Compl. privée	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
CMU-C (λ_1)	-0.0469	-0.0537	-0.0528	-0.0559	-0.0558	-0.0535	-0.0528
Sans compl. (λ_2)	-0.0593	-0.0611	-0.0616	-0.0608	-0.0616	-0.0610	-0.0617
Test $\lambda_1 = \lambda_2$ (p-value)	0.824	0.892	0.871	0.929	0.916	0.892	0.870
Nb. mal. sans risque	0.0196***	0.0196***	0.0193***	0.0196***	0.0196***	0.0197***	0.0190***
Nb. mal. aiguës	0.0321	0.0321	0.0314	0.0323	0.0320	0.0321	0.0330
Nb. mal. chronique.s	0.0430***	0.0430***	0.0433***	0.0431***	0.0433***	0.0431***	0.0427***
Nb. mal. aiguës et chronique.s	0.0187	0.0187	0.0177	0.0188	0.0192	0.0189	0.0185
Nb. difficulté.s fonctionnelle.s	0.0270***	0.0270***	0.0261***	0.0271***	0.0267***	0.0270***	0.0271***
ALD (Ref=non)	0.0350	0.0350	0.0333	0.0338	0.0337	0.0360	0.0319
SAH	-0.00195***	-0.00195***	-0.00187***	-0.00193***	-0.00192***	-0.00199***	-0.00167***
4 ^{ème} quartile (revenus/UC)	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
3 ^{ème} quartile	0.00838	0.00838	0.00970	0.00766	0.00126	0.00882	0.00778
2 ^{ème} quartile	0.00586	0.00586	0.00826	0.00348	-0.00264	0.00645	0.00426
1 ^{er} quartile	-0.0391	-0.0391	-0.0345	-0.0445	-0.0510	-0.0386	-0.0394
Supérieur	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
Primaire/secondaire	0.000501	0.000501	0.000392	-0.000396	-0.000396	0.000678	-0.00198
Aucun diplôme	0.00111	0.00111	0.00208	-0.000736	-0.000508	0.00161	-0.00190
WTP définie et positive	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
WTP "refus"	-0.0164	-0.0164	-0.0267	-0.0267	-0.0267	-0.0267	-0.0267
WTP définie et nulle	0.0002	0.0002	0.0002	0.0002	0.0002	0.0002	0.0002
Montant WTP (centaine €)							
Income _{Low}				0.0192	-0.0266	-0.00758	-0.0899*
Income _{High}							
Health _{Bad}							
Health _{Good}							
Constante	0.677***	0.765***	0.775***	0.765***	0.782***	0.769***	0.771***
N	2281	2281	2281	2281	2281	2281	2281
R ²	0.032	0.121	0.122	0.121	0.122	0.121	0.124
Age, sexe	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Taille aire urbaine	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Occupation professionnelle	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

+ $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

CMU-C. Couverture maladie universelle complémentaire; Compl. complémentaire; UC. unité de consommation; Nb. nombre; mal. maladie.s; ALD. Affection longue durée; SAH. *self assessed health*; WTP. *willingness to pay*.

Note.s : Les régressions sont réalisées avec des pondérations qui assurent la représentativité de la population française par structure d'âge et de sexe. Les écarts types estimés sont robustes à l'hétéroscédasticité.

Lecture : À âge et sexe donnés (colonne a), les bénéficiaires de la CMU-C ont une probabilité d'avoir consulté un généraliste au cours des douze derniers mois qui n'est pas significativement différente des titulaires d'une complémentaire privée.

Source et champ : Enquête Valeur de la Santé. Chaire Santé Paris-Dauphine. 2009. Individus de 18 à 64 ans.

TABLE 9 – Analyse du recours au spécialiste

	Spécialiste						
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)
Compl. privée	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
CMU-C (λ_1)	-0.0977**	-0.0613	-0.0619	-0.0610	-0.0618	-0.0612	-0.0607
Sans compl. (λ_2)	-0.138**	-0.132**	-0.133**	-0.132**	-0.132**	-0.132**	-0.133**
Test $\lambda_1 = \lambda_2$ (p-value)	0.482	0.214	0.213	0.213	0.217	0.214	0.208
Nb. mal. sans risque	0.0251***	0.0251***	0.0238***	0.0251***	0.0251***	0.0251***	0.0247***
Nb. mal. aiguës	0.0593*	0.0574 ⁺	0.0574 ⁺	0.0592*	0.0592*	0.0593*	0.0599*
Nb. mal. chronique.s	0.0252 ⁺	0.0258 ⁺	0.0258 ⁺	0.0252 ⁺	0.0253 ⁺	0.0252 ⁺	0.0250 ⁺
Nb. mal. aiguës et chronique.s	0.0621**	0.0617**	0.0617**	0.0621**	0.0622**	0.0622**	0.0620**
Nb. difficultés fonctionnelle.s	0.0527***	0.0512***	0.0512***	0.0527***	0.0526***	0.0527***	0.0528***
ALD (Ref=non)	0.123***	0.117***	0.117***	0.123***	0.123***	0.123***	0.121***
SAH	-0.00192**	-0.00174**	-0.00174**	-0.00192**	-0.00191**	-0.00192**	-0.00173**
4 ^{ème} quartile (revenus/UC)	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
3 ^{ème} quartile	-0.0319	-0.0310	-0.0310	-0.0318	-0.0338	-0.0318	-0.0323
2 ^{ème} quartile	-0.0774*	-0.0755*	-0.0755*	-0.0771*	-0.0797*	-0.0773*	-0.0785**
1 ^{er} quartile	-0.151***	-0.145***	-0.145***	-0.151***	-0.155***	-0.151***	-0.152***
Supérieur	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
Primaire/secondaire	-0.0642**	-0.0657**	-0.0657**	-0.0641**	-0.0654**	-0.0642**	-0.0659**
Aucun diplôme	-0.100*	-0.0998*	-0.0998*	-0.0999*	-0.102*	-0.100*	-0.102*
WTP définie et positive	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
WTP "refus"	-0.0676*						
WTP définie et nulle	-0.0445 ⁺						
Montant WTP (centaine €)	0.0050						
Income _{Low}				-0.00211			
Income _{High}					-0.00724		
Health _{Bad}						-0.00132	
Health _{Good}							-0.0604
Constante	0.357***	0.540***	0.565***	0.540***	0.545***	0.541***	0.544***
N	2281	2281	2281	2281	2281	2281	2281
R ²	0.100	0.233	0.235	0.233	0.233	0.233	0.233
Age, sexe	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Taille aire urbaine	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Occupation professionnelle	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

+ $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

CMU-C. Couverture maladie universelle complémentaire; Compl. complémentaire; UC. unité de consommation; Nb. nombre; mal. maladie.s; ALD. Affection longue durée; SAH. *self assessed health*; WTP. *willingness to pay*.

Note.s : Les régressions sont réalisées avec des pondérations qui assurent la représentativité de la population française par structure d'âge et de sexe. Les écarts types estimés sont robustes à l'hétéroscédasticité.

Lecture : À âge et sexe donnés (colonne a), les bénéficiaires de la CMU-C ont une probabilité moins élevée d'avoir consulté un spécialiste au cours des douze derniers mois (-10 points de pourcentage) que les titulaires d'une complémentaire privée, cette différence est significative avec un risque de première espèce inférieur à 1%.

Source et champ : Enquête Valeur de la Santé. Chaire Santé Paris-Dauphine. 2009. Individus de 18 à 64 ans.

TABLE 10 – Analyse du recours au dentiste

	Dentiste						
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)
Compl. privée	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
CMU-C (λ_1)	-0.0383	-0.0218	-0.0193	-0.0154	-0.0234	-0.0208	-0.0214
Sans compl. (λ_2)	-0.164**	-0.159**	-0.159**	-0.160**	-0.159**	-0.159**	-0.159**
Test $\lambda_1 = \lambda_2$ (p-value)	0.030	0.015	0.013	0.010	0.016	0.014	0.208
Problème.s dents (Ref=non)	0.275***	0.275***	0.272***	0.275***	0.275***	0.275***	0.275***
Caries (Ref=non)	0.396***	0.396***	0.398***	0.396***	0.396***	0.397***	0.395***
SAH	0.000334	0.000396	0.000396	0.000279	0.000360	0.0000956	0.000491
4 ^{ème} quartile (revenus/UC)	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
3 ^{ème} quartile	-0.0655*	-0.0637*	-0.0633*	-0.0633*	-0.0708*	-0.0622*	-0.0658*
2 ^{ème} quartile	-0.116***	-0.113***	-0.109***	-0.109***	-0.122***	-0.111***	-0.117***
1 ^{er} quartile	-0.127***	-0.122***	-0.110**	-0.110**	-0.135***	-0.122***	-0.127***
Supérieur	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
Primaire/secondaire	-0.0818**	-0.0799**	-0.0793**	-0.0793**	-0.0851***	-0.0809**	-0.0829**
Aucun diplôme	-0.196***	-0.191***	-0.191***	-0.191***	-0.201***	-0.193***	-0.197***
WTP définie et positive	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
WTP "refus"	0.0346						
WTP définie et nulle	-0.0205						
Montant WTP (centaine €)	0.0123						
Income _{Low}				-0.0565 ⁺			
Income _{High}					-0.0199		
Health _{Bad}						-0.0531 ⁺	
Health _{Good}							-0.0447
Constante	0.408***	0.353***	0.345***	0.352***	0.365***	0.389***	0.354***
N	2281	2281	2281	2281	2281	2281	2281
R ²	0.024	0.188	0.190	0.189	0.188	0.189	0.189
Age, sexe	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Taille aire urbaine	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Occupation professionnelle	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

⁺ $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

CMU-C. Couverture maladie universelle complémentaire; Compl. complémentaire; UC. unité de consommation; Nb. nombre; mal. maladie.s; ALD. Affection longue durée; SAH. *self assessed health*; WTP. *willingness to pay*.

Note.s : Les régressions sont réalisées avec des pondérations qui assurent la représentativité de la population française par structure d'âge et de sexe. Les écarts types estimés sont robustes à l'hétéroscélasticité.

Lecture : À âge et sexe donnés (colonne a), les personnes sans complémentaire ont une probabilité moins élevée d'avoir consulté un dentiste au cours des douze derniers mois (-16 points de pourcentage) que les titulaires d'une complémentaire privée, cette différence est significative avec un risque de première espèce inférieur à 0.1%.

Source et champ : Enquête Valeur de la Santé. Chaire Santé Paris-Dauphine. 2009. Individus de 18 à 64 ans.

Les comportements de recours aux soins sont fonction de l'état de santé. Les probabilités de recours au généraliste et au spécialiste augmentent avec le nombre de maladie.s, le nombre de difficulté.s fonctionnelle.s et le bénéfice d'une ALD alors qu'ils diminuent quand l'état de santé perçu s'améliore. Le recours au dentiste est plus élevé pour les répondants qui déclarent avoir eu des problèmes de dents ou des caries au cours des douze derniers mois.

Que nous contrôlions par les indicateurs subjectifs, le recours au spécialiste et au dentiste reste très associé au niveau de vie. Toutes choses égales par ailleurs, les personnes appartenant aux 3^{ème}, 2^{ème} et 1^{er} quartiles de la distribution du niveau de vie ont une probabilité plus faible d'avoir consulté un dentiste que les personnes qui appartiennent au 4^{ème} quartile. Ces différences sont respectivement de -7 points de pourcentage ($p < 0.05$), de -12 points de pourcentage ($p < 0.001$) et de -13 points de pourcentage ($p < 0.001$). Nous observons aussi des différences de recours au spécialiste selon le niveau de vie : les individus appartenant au 2^{ème} et au 1^{er} quartile de niveau de vie recourent moins au spécialiste que ceux du 4^{ème} quartile ; ces différences atteignent respectivement -8 points de pourcentage ($p < 0.05$) et -15 points de pourcentage ($p < 0.001$). Nos résultats confirment l'existence d'inégalités sociales d'accès aux soins en France [23] qui ne s'expliquent pas par des différences de préférences individuelles dans l'arbitrage santé/niveau de vie ou par des différences d'anticipations de niveau de vie et d'état de santé selon le niveau de vie. Ils confirment le rôle joué par les dépassements d'honoraires et par la liberté tarifaire pour les soins prothétiques dentaires dans ces inégalités sociales d'accès aux soins.

En outre, le recours au spécialiste et au dentiste augmente avec le niveau de diplôme toutes choses égales par ailleurs sans que ces différences ne soient expliquées par des différences de préférences ou d'anticipations. Elles peuvent indiquer une moindre connaissance du système de soins des personnes les moins diplômées.

Presque aucun indicateur subjectif n'est associé aux variables de recours aux soins ; à ceci près que les personnes qui ont refusé de déclarer leur disposition à payer pour être en bonne santé recourent significativement moins au spécialiste que ceux qui ont déclaré une disposition à payer positive (-7 points de pourcentage ; $p < 0.05$). Et que les assurés qui anticipent une probabilité plus élevée de vivre en bonne santé dans le futur de +10 points de pourcentage recourent moins au généraliste (-1 point de pourcentage ; $p < 0.05$). Nous interprétons ce résultat comme un moindre recours à la prévention des personnes

qui anticipent un meilleur état de santé dans le futur. Une analyse complémentaire des anticipations par horizon d'âge indique que seules les anticipations de bonne santé à l'horizon 70-79 ans sont significativement (et négativement) associées au recours au généraliste ($p < 0.001$).

7 Conclusion

À l'aide de l'enquête *Valeur de la santé* réalisée en 2009 sur un échantillon représentatif de la population française par âge et sexe, nous avons étudié auprès des assurés âgés de 18 à 64 ans si les bénéficiaires de la couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) ont des perceptions d'état de santé, des anticipations de niveau de vie et de santé et des préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie différentes des autres assurés sociaux. Puis nous avons analysé si ces indicateurs subjectifs contribuent à expliquer leurs comportements de recours aux soins.

À âge et sexe équivalents les bénéficiaires de la CMU-C perçoivent un état de santé plus bas que les titulaires d'une complémentaire privée mais ces différences sont intégralement expliquées par leur état de santé courant (i.e. les pathologies et difficultés fonctionnelles qui les ont affectés au cours des douze derniers mois et le bénéfice éventuel d'une ALD). Les bénéficiaires de l'assistance ne perçoivent donc pas leur état de santé différemment des titulaires d'une complémentaire privée une fois tenue compte de leur état de santé "objectivement" plus bas. Dans l'idée qu'au contraire une perception plus élevée de la santé à état de santé "objectif" donné pourrait être attachée à une préférence plus faible pour la santé, ces résultats suggèrent que les bénéficiaires de la CMU-C accordent autant d'importance à leur santé dans les différentes dimensions de leur bien-être que les titulaires d'une complémentaire privée.

L'étude de la disposition à payer pour la santé confirme cette idée. En raison de leur niveau de vie plus bas, les bénéficiaires de la CMU-C sont moins disposés que les titulaires d'une complémentaire privée à accepter une diminution de niveau de vie pour n'avoir eu aucun problème de santé au cours des douze derniers mois et déclarent des montants de disposition à payer plus bas. Mais une fois tenue compte de leurs ressources financières inférieures, nous n'observons plus de différences dans leur probabilité de déclarer une disposition à payer pour la santé positive ou dans le montant de leur disposition à payer.

L'absence de différence significative dans les perceptions de l'état de santé et la disposition à payer pour la santé entre les bénéficiaires de la CMU-C et les titulaires d'une complémentaire privée n'est pas le résultat d'un manque de puissance statistique étant donné que ces indicateurs subjectifs sont significativement différents entre les titulaires d'une complémentaire privée et les personnes sans complémentaire, moins nombreuses que les bénéficiaires de la CMU-C dans notre échantillon. La nature de l'assurance complémentaire (privée ou délivrée par un dispositif d'assistance) n'est pas associée aux préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie.

L'analyse des anticipations n'indique pas d'hétérogénéité des anticipations d'état de santé selon le statut assurantiel mais montre très clairement que les bénéficiaires de la CMU-C anticipent un niveau de vie plus bas que les autres assurés. Ces différences restent significativement différentes de "0" même une fois tenue compte des caractéristiques démographiques, de l'état de santé, du niveau de vie courant et du niveau de diplôme. Si nous ne sommes pas en mesure d'identifier si les anticipations des bénéficiaires de l'assistance sont pessimistes ou réalistes (voire optimistes); leur infériorité peut quoi qu'il en soit correspondre à un effet psychologique négatif conduit par le bénéfice de l'assistance.

Pour résumer, quand nous comparons les perceptions, les anticipations et les préférences des bénéficiaires de la CMU-C avec celles des titulaires d'une complémentaire privée et des personnes sans complémentaire, nous ne décelons qu'une différence inexplicée en ce qui concerne les anticipations de niveau de vie. À la question "Que pensent et que veulent les bénéficiaires de la CMU-C?" nous pouvons finalement répondre "La même chose que les autres assurés à ceci près qu'ils anticipent un niveau de vie très inférieur.". Le dispositif d'assistance de la CMU-C, qui cible l'accès aux soins des personnes à faibles ressources plutôt qu'un transfert monétaire direct, semble conforme aux préférences individuelles des personnes à bas revenu, mais il est possible, sans que nous soyons en mesure de le vérifier, qu'il dégrade les anticipations de niveau de vie de ses bénéficiaires.

De plus, nous observons que la santé ne revêt pas la même importance dans l'arbitrage santé/niveau de vie selon que les assurés anticipent un niveau de vie plus ou moins élevé toutes choses égales par ailleurs. Plus précisément, les personnes qui anticipent un niveau de vie plus élevé donnent plus de valeur à leur santé dans l'arbitrage santé/niveau de vie que ceux qui anticipent un niveau de vie plus faible. Ce résultat laisse à penser que l'utilité marginale de la santé pourrait, dans une vision inter-temporelle, être fonction positive du

niveau de vie futur. Il correspond au cadre théorique de Grossman [37] qui indique que la perte de bien être à être malade (en réduisant le temps pour travailler ou prendre des loisirs) augmente avec les revenus.

L'analyse de la demande de soins (mesurée par les comportements de recours aux soins généraliste, spécialiste et dentiste au cours des douze derniers mois) a montré que les préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie et les anticipations d'état de santé et de niveau de vie ne sont pas associées aux décisions courantes de recours aux soins. En principe dans le modèle de Grossman [37], le rendement marginal de l'investissement en santé est, dans une perspective inter-temporelle, corrélé aux préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie et aux anticipations. Bien que nous trouvions une association positive entre les préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie et les anticipations de niveau de vie, les résultats sur la demande de soins tendent à relativiser cette représentation théorique en montrant le rôle prédominant de la situation financière courante et de la couverture assurantielle dans les décisions de santé, plutôt qu'une optimisation inter-temporelle. Nos résultats sur le recours aux soins confirment l'importance de l'assurance complémentaire qu'elle soit privée ou délivrée par un dispositif d'assistance pour garantir l'accès aux soins ambulatoires en France.

Notre travail est affecté par plusieurs biais d'endogénéité. Nous n'observons pas l'éligibilité au dispositif de la CMU-C, notre stratégie empirique a donc consisté à comparer les assurés sociaux selon leur statut d'assurance complémentaire en contrôlant par le niveau de vie et par autres facteurs socio-économiques. Cette stratégie repose sur l'exogénéité de la demande d'assurance alors qu'il existe un taux de non-recours assez important à la CMU-C [26]. Si les plus faibles anticipations de niveau de vie des bénéficiaires de la CMU-C peuvent correspondre à un effet psychologique négatif du fait de bénéficier de l'assistance, elles peuvent aussi résulter de traits de personnalité particuliers aux recourants à l'assistance. De même, la plus faible disposition à payer pour la santé des personnes sans complémentaire (i.e. qui n'en ont pas acheté sur le marché privé ou n'ont pas fait les démarches pour bénéficier de la CMU-C) peut également suggérer une relation inverse. Au-delà des déterminants déjà bien connus de la demande d'assurance comme les besoins de soins, la situation financière ou l'existence de coûts administratifs et informationnels importants sur le marché de l'assurance, une préférence plus faible pour la santé dans l'arbitrage santé/niveau de vie pourrait aussi expliquer qu'une faible part de la population française n'est pas couverte par une assurance complémentaire santé.

Nous avons aussi observé que les personnes sans assurance complémentaire santé perçoivent un état de santé plus bas que les titulaires d'une complémentaire privée. Cette association ne peut être interprétée par une préférence plus faible pour la santé des personnes sans assurance complémentaire (puisque dans ce cas nous observerions un état de santé perçu plus élevé des personnes sans complémentaire à état de santé "objectif" donné) mais suggère que les indicateurs d'état de santé que nous considérons comme "objectifs" peuvent être fondés sur une connaissance individuelle des pathologies qui dépend des interactions avec les médecins et donc du fait de disposer d'une complémentaire santé.

Enfin nos indicateurs d'anticipations et de préférences ne sont que des approximations des réelles appréciations subjectives des répondants, elles peuvent être mesurées avec des erreurs, issues d'une incompréhension des répondants aux questions de l'enquête.

Bibliographie

- [1] ARNAULT, S. (2018). Salaire horaire : l'importance de la catégorie socioprofessionnelle et du diplôme. *Insee Focus*, 116.
- [2] BAGO D'UVA, T., O'DONNELL, O. et VAN DOORSLAER, E. (2008). Differential health reporting by education level and its impact on the measurement of health inequalities among older europeans. *International journal of epidemiology*, 37(6):1375–1383.
- [3] BLANPAIN, N. (2019). L'espérance de vie par niveau de vie-méthode et principaux résultats, n° f1801.
- [4] BOISGUÉRIN, B. (2004). Etat de santé et recours aux soins des bénéficiaires de la cmu. un impact qui se consolide entre 2000 et 2003. *Etudes et résultats*, 294.
- [5] BOSSOLI, E. (2022). An empirical analysis of health-dependent utility on share and elsa data. *Italian Economic Journal*.
- [6] BREUIL-GENIER, P. et GOFFETTE, C. (2006). La durée des séances des médecins généralistes. *Etudes et résultats*, (481).
- [7] BRICARD, D. (2013). *Construction des inégalités des chances en santé à travers les modes de vie*. Thèse de doctorat, Université Paris Dauphine-Paris IX.
- [8] BURSTRÖM, B. et FREDLUND, P. (2001). Self rated health : Is it as good a predictor of subsequent mortality among adults in lower as well as in higher social classes ? *Journal of Epidemiology & Community Health*, 55(11):836–840.
- [9] CABANNES, P.-Y. (2022). Fin 2018, un bénéficiaire de minima sociaux sur six n'avait pas de complémentaire santé. *DREES études et résultats*, 1231:6.
- [10] CAMERON, A. C., TRIVEDI, P. K. *et al.* (2010). *Microeconometrics using stata*, volume 2. Stata press College Station, TX.
- [11] CHAREYRON, S., L'HORTY, Y. et PETIT, P. (2020). Les refus de soins discriminatoires : tests multicritères et représentatifs dans trois spécialités médicales.
- [12] CLARK, A. E. (2018). Four decades of the economics of happiness : Where next ? *Review of Income and Wealth*, 64(2):245–269.
- [13] CNAM (2015). Rapports charges et produits pour l'année 2016.
- [14] COOK, P. J. et GRAHAM, D. A. (1977). The demand for insurance and protection :

- The case of irreplaceable commodities. *In Foundations of Insurance Economics*, pages 206–219. Springer.
- [15] CÉLANT, N. et ROCHEREAU, T. (2017). *L'Enquête santé européenne : enquête santé et protection sociale (EHIS-ESPS) 2014*. Numéro 566. IRDES.
- [16] DAS, M. et VAN SOEST, A. (1999). A panel data model for subjective information on household income growth. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 40(4):409–426.
- [17] des Solidarités et de la SANTÉ, M. (2022). La complémentaire santé solidaire et l'accès aux soins. (5).
- [18] DESALVO, K. B., BLOSER, N., REYNOLDS, K., HE, J. et MUNTNER, P. (2006). Mortality prediction with a single general self-rated health question. *Journal of general internal medicine*, 21(3):267–275.
- [19] DESPRÈS, C. (2010). La couverture maladie universelle, une légitimité contestée : analyse des attitudes de médecins et dentistes à l'égard de ses bénéficiaires. *Prat Organ Soins*, 41(1):33–43.
- [20] DESPRÈS, C. (2008). Le non-recours aux droits : l'exemple de la protection sociale. *Vie sociale*, 1(1):21–96.
- [21] DESPRÈS, C. (2013). Significations du renoncement aux soins : une analyse anthropologique. *Sciences sociales et santé*, 31(2):71–96.
- [22] DESPRÈS, C., GUILLAUME, S. et COURALET, P.-E. (2009). Le refus de soins à l'égard des bénéficiaires de la couverture maladie universelle complémentaire à paris. *Fonds de financement de la protection complémentaire de la couverture universelle du risque maladie, La documentation française, collection des rapports publics*.
- [23] DEVAUX, M. (2015). Income-related inequalities and inequities in health care services utilisation in 18 selected oecd countries. *The European Journal of Health Economics*, 16(1):21–33.
- [24] DOMINITZ, J. (1998). Earnings expectations, revisions, and realizations. *Review of Economics and statistics*, 80(3):374–388.
- [25] DORMONT, B., SAMSON, A.-L., FLEURBAEY, M., LUCHINI, S. et SCHOKKAERT, E. (2018). Individual uncertainty about longevity. *Demography*, 55(5):1829–1854.
- [26] DREES (2020). *Minima sociaux et prestations sociales - Ménages aux revenus modestes et redistribution - Édition 2019. Panoramas de la DREES*.
- [27] DREES (2021). Les dépenses de santé en 2020 - résultats des comptes de la santé - Édition 2021. panoramas de la drees.

- [28] ETILÉ, F. et MILCENT, C. (2006). Income-related reporting heterogeneity in self-assessed health : evidence from france. *Health economics*, 15(9):965–981.
- [29] FINKELSTEIN, A., LUTTMER, E. F. et NOTOWIDIGDO, M. J. (2009). Approaches to estimating the health state dependence of the utility function. *American Economic Review*, 99(2):116–21.
- [30] FINKELSTEIN, A., LUTTMER, E. F. et NOTOWIDIGDO, M. J. (2013). What good is wealth without health ? the effect of health on the marginal utility of consumption. *Journal of the European Economic Association*, 11(suppl_1):221–258.
- [31] FLEURBAEY, M., LUCHINI, S. et SCHOKKAERT, E. (2009). évaluation économique en santé : qui a peur de l'étalon monétaire ? *Revue de philosophie économique*, 10(1):19–34.
- [32] FLEURBAEY, M., LUCHINI, S., SCHOKKAERT, E. et Van de VOORDE, C. (2012). Évaluation des politiques de santé : pour une prise en compte équitable des intérêts des populations. *Economie et statistique*, 455(1):11–36.
- [33] FLEURBAEY, M. et SCHOKKAERT, E. (2011). Equity in health and health care. *In Handbook of health economics*, volume 2, pages 1003–1092. Elsevier.
- [34] FONDS, C. (2019). Rapport d'activité 2018. *Fonds de financement de la protection complémentaire de la couverture universelle du risque maladie*.
- [35] FOUQUET, M. et POLLAK, C. (2022). L'assurance maladie publique contribue fortement à la réduction des inégalités de revenu. *études et résultats, DREES*, 1220.
- [36] GRIGNON, M., PERRONNIN, M. et LAVIS, J. N. (2008). Does free complementary health insurance help the poor to access health care ? evidence from france. *Health Economics*, 17(2):203–219.
- [37] GROSSMAN, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy*, 80(2):223-255.
- [38] GYRD-HANSEN, D. (2017). A stated preference approach to assess whether health status impacts on marginal utility of consumption. *Health economics*, 26(10):1224–1233.
- [39] HECKMAN, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica : Journal of the econometric society*, pages 153–161.
- [40] IDLER, E. L., RUSSELL, L. B. et DAVIS, D. (2000). Survival, functional limitations, and self-rated health in the nhanes i epidemiologic follow-up study, 1992. *American journal of epidemiology*, 152(9):874–883.
- [41] JASPERSEN, J. G. (2022). When full insurance may not be optimal : The case of restricted substitution. *Health Economics*.
- [42] JESS, N. (2015). Les effets de la couverture maladie universelle complémentaire sur

- le recours aux soins. *Etudes et résultats*, (944).
- [43] JUSOT, F., CARRÉ, B. et WITTEWER, J. (2019). Réduire les barrières financières à l'accès aux soins. *Revue française d'économie*, 34(1):133–181.
- [44] LAPINTE, A. et LEGENDRE, B. (2021). Renoncement aux soins : la faible densité médicale est un facteur aggravant pour les personnes pauvres. *Etudes et résultats, DREES*, 1200.
- [45] LINDEBOOM, M. et VAN DOORSLAER, E. (2004). Cut-point shift and index shift in self-reported health. *Journal of health economics*, 23(6):1083–1099.
- [46] LINK, B. G. et PHELAN, J. C. (2001). Conceptualizing stigma. *Annual review of Sociology*, pages 363–385.
- [47] MACKENBACH, J. P., STIRBU, I., ROSKAM, A.-J. R., SCHAAP, M. M., MENVIELLE, G., LEINSALU, M. et KUNST, A. E. (2008). Socioeconomic inequalities in health in 22 european countries. *New England journal of medicine*, 358(23):2468–2481.
- [48] MANSKI, C. F. (2004). Measuring expectations. *Econometrica*, 72(5):1329–1376.
- [49] MASSENOT, B. et PETTINICCHI, Y. (2019). Can households see into the future? survey evidence from the netherlands. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 164:77–90.
- [50] MOFFITT, R. (1983). An economic model of welfare stigma. *The American Economic Review*, 73(5):1023–1035.
- [51] OECD. (2019). *L'ascenseur Social en Panne ? Comment Promouvoir la Mobilité Sociale*. OECD.
- [52] OLSEN, J. A. et SMITH, R. D. (2001). Theory versus practice : a review of 'willingness-to-pay' in health and health care. *Health economics*, 10(1):39–52.
- [53] PERRONNIN, M. et LOUVEL, A. (2018). La complémentaire santé en 2014 : 5% de non-couverts et 12% parmi les 20% les plus pauvres. *Question d'économie de la santé*.
- [54] PIERRE, A. (2022). L'absence de couverture par une complémentaire santé en France en 2019. Premiers résultats de l'Enquête santé européenne (EHIS). *Questions d'Economie de la Santé*, (268):1–6.
- [55] RICCI, P. (2011). Reste à charge des personnes bénéficiant de la cmu-c en 2010. cnam, points de repère n 35.
- [56] ROZSYPAL, F. et SCHLAFMANN, K. (2017). Overpersistence bias in individual income expectations and its aggregate implications.
- [57] STUBER, J. et SCHLESINGER, M. (2006). Sources of stigma for means-tested government programs. *Social Science & Medicine*, 63(4):933–945.

- [58] TUPPIN, P., BLOTIÈRE, P.-O., WEILL, A., RICORDEAU, P. et ALLEMAND, H. (2011). Surmortalité et hospitalisations plus fréquentes des bénéficiaires de la couverture médicale universelle complémentaire en 2009. *La Presse Médicale*, 40(6):e304–e314.
- [59] VISCUSI, W. K. (2014). The value of individual and societal risks to life and health. *In Handbook of the Economics of Risk and Uncertainty*, volume 1, pages 385–452. Elsevier.
- [60] VISCUSI, W. K. (2019). Utility functions for mild and severe health risks. *Journal of Risk and Uncertainty*, 58(2):143–166.

Annexes

FIGURE A1 – Grille d'élicitation des probabilités jointes de niveau de vie et d'état de santé

	1000– ≤ 1000 €	1500– 1500 €	2000– 2000 €	3500– 3500 €	> 3500 €	
Very poor health						0%
Poor health						0%
Fair health	● 5	● 5	● 5			15%
Good health	●● 5	●● 5	●● 5			40%
Excellent health	●●● 5	●●● 5	●●● 5			45%
	35%	35%	30%	0%	0%	

Note.s : Un jeton correspond à une probabilité de 5%. Le nombre de jeton.s présent.s dans chaque case indique la probabilité jointe de santé et de niveau de vie mensuel. Le nombre total de jeton.s présent.s dans chaque ligne indique la probabilité marginale de santé : probabilité d'avoir un très mauvais état de santé (very poor health), probabilité d'avoir un mauvais état de santé (poor health), probabilité d'avoir un état de santé moyen (fair health), probabilité d'avoir un bon état de santé (good health), probabilité d'avoir un excellent état de santé (excellent health). Le nombre total de jeton.s présent.s dans chaque colonne indique la probabilité marginale de niveau de vie : probabilité d'avoir un niveau de vie inférieur à 1000€ ; probabilité d'avoir un niveau de vie entre 1000 et 1500€ ; probabilité d'avoir un niveau de vie entre 1500 et 2000€ ; probabilité d'avoir un niveau de vie entre 2000 et 3500€ ; probabilité d'avoir un niveau de vie supérieur à 3500€ .

Lecture : La première colonne indique que le répondant pense avoir 5% de chance de vivre avec moins de 1000€ mensuels avec un état de santé moyen, 15% de chance de vivre avec moins de 1000€ mensuels avec un bon état de santé et 15% de chance de vivre avec moins de 1000€ mensuels avec un excellent état de santé. En additionnant les probabilités jointes subjectives de la première colonne on trouve la probabilité marginale de vivre avec moins de 1000€ mensuels, égale à 35%.

TABLE A1 – Statistiques descriptives II

		Compl. privée	CMU-C	Sans compl.	Diff. entre
		(1)	(2)	(3)	(2) et (3)
N		1958	198	125	
Occupation professionnelle	% En emploi	0.597	0.302***	0.434***	*
	% Retraité	0.134	0.018***	0.051**	
	% Au chômage	0.093	0.343***	0.299***	
	% Au foyer	0.062	0.208***	0.061	***
	% Etudiant	0.052	0.011**	0.073	**
	% Autre	0.061	0.119**	0.082	
CSP	% Agriculteur	0.009	0.004	0.000	
	% Artisan	0.049	0.028	0.118***	***
	% Cadre	0.105	0.037**	0.116	*
	% Prof. intermédiaire	0.177	0.064***	0.077**	
	% Employé	0.302	0.285	0.279	
	% Ouvrier	0.286	0.453***	0.344	*
	% Sans emploi	0.072	0.128**	0.066	*
CSP père	% Agriculteur	0.057	0.024*	0.019*	
	% Artisan	0.120	0.141	0.130	
	% Prof. intermédiaire et sup.	0.247	0.109***	0.230	**
	% Employé	0.131	0.129	0.130	
	% Ouvrier/jamais travaillé	0.409	0.519**	0.448	
	% Non renseigné	0.036	0.078**	0.042	+
CSP mère	% Agriculteur	0.046	0.016*	0.005*	
	% Artisan	0.055	0.046	0.120**	**
	% Prof. intermédiaire et sup.	0.122	0.059**	0.076 ⁺	
	% Employé	0.252	0.234	0.270	
	% Ouvrier/jamais travaillé	0.347	0.373	0.325	
	% Non renseigné	0.013	0.050***	0.034 ⁺	
Taille aire urbaine (en milliers d'habitants)	% Commune rurale	0.234	0.107***	0.086***	
	% [2;20[0.171	0.214	0.176	
	% [20;200[0.125	0.155	0.145	
	% [200;2000[0.333	0.402*	0.299	*
	% Paris	0.137	0.122	0.294***	***
Propriétaire	% Propriétaire	0.468	0.040***	0.148***	*

⁺ $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

CMU-C. Couverture maladie universelle complémentaire; Compl. complémentaire; Diff. différence; CSP. Catégorie socio-professionnelle; Prof. Profession; Sup. supérieur

Note.s : Les moyennes sont calculées avec des pondérations qui assurent la représentativité de la population française par structure d'âge et de sexe. La colonne (2) indique une différence significative entre les colonnes (1) et (2). La colonne (3) indique une différence significative la colonne (1) et (3). La colonne (4) indique une différence significative la colonne (2) et (3).

Source et champ : Enquête Valeur de la Santé. Chaire Santé Paris-Dauphine. 2009. Individus de 18 à 64 ans.

TABLE A2 – Analyse des perceptions et des anticipations au sein du premier quartile de la distribution du niveau de vie

	SAH (1)	Income _{Low} (2)	Income _{High} (3)	Health _{Bad} (4)	Health _{Good} (5)
Compl. privée*Q1	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
CMU-C*Q1 (γ_1)	-0.702	0.104**	-0.0210	-0.0210	0.0326
Sans compl.*Q1 (γ_2)	-4.501 ⁺	-0.113*	-0.0296	-0.0405	-0.00948
Compl. privée*>Q1	1.079	-0.219***	0.130***	-0.0135	-0.00968
CMU-C*>Q1	0.546	-0.101	-0.130*	0.139**	-0.0769*
Sans compl.*>Q1	-1.775	-0.162***	0.111*	0.0284	-0.00477
Test $\gamma_1 = \gamma_2$ (p-value)	0.216	0.000	0.836	0.671	0.296
Nb. mal. sans risque	-1.434***	0.000666	0.000688	0.0115***	-0.00692**
Nb. mal. aiguës	-7.304***	0.00482	-0.00994	0.00286	0.0127
Nb. mal. chronique.s	-1.876***	-0.00314	0.00874	0.00777	-0.00474
Nb. mal. aiguës et chronique.s	-2.831**	0.000819	0.0150	0.0211	-0.00178
Nb. difficulté.s fonctionnelle.s	-3.553***	-0.00533	-0.00997	0.00998	0.00162
ALD (Ref=non)	-10.73***	0.0792***	-0.0341	0.143***	-0.0366**
SAH		-0.00125**	0.00103*	-0.00470***	0.00309***
Revenus/UC (centaine €)	0.0714 ⁺	-0.00346***	0.00914***	-0.00163	0.000448
Supérieur	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
Primaire/secondaire	-1.969*	0.0727***	-0.215***	0.0360*	-0.0300*
Aucun diplôme	-4.675**	0.136***	-0.286***	0.0812**	-0.0353 ⁺
Constante	89.14***	0.319***	0.254***	0.625***	0.0680 ⁺
N	2281	2281	2281	2281	2281
R ²	0.351	0.258	0.253	0.238	0.147
Age, sexe	✓	✓	✓	✓	✓

⁺ $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

CMU-C. Couverture maladie universelle complémentaire; Compl. complémentaire; UC. unité de consommation; Nb. nombre; mal. maladie.s; ALD. Affection longue durée; SAH. *self assessed health*.

Note.s : Les régressions sont réalisées avec des pondérations qui assurent la représentativité de la population française par structure d'âge et de sexe. Les écarts types estimés sont robustes à l'hétéroscédasticité.

Lecture : Toutes choses égales par ailleurs (colonne 1), les bénéficiaires de la CMU-C qui appartiennent au 1^{er} quartile de la distribution des revenus par unité de consommation anticipent une probabilité de vivre avec moins de 1000€ mensuels jusqu'à 80 ans de +10.4 points de pourcentage par rapport aux titulaires d'une complémentaire privée qui appartiennent au 1^{er} quartile de la distribution des revenus par unité de consommation, cette différence est significative avec un risque de première espèce inférieur à 1%.

Source et champ : Enquête Valeur de la Santé. Chaire Santé Paris-Dauphine. 2009. Individus de 18 à 64 ans.

TABLE A3 – Analyse des anticipations de niveau de vie bas - par horizon temporel

I

Horizon temporel (âge)	Income _{Low}				
	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79
Compl. privée	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
CMU-C (γ_1)	0.107 ⁺	0.0652	0.108*	0.129***	0.147***
Sans compl. (γ_2)	-0.0219	-0.0366	-0.0265	-0.0124	-0.0153
Test $\gamma_1 = \gamma_2$ (p-value)	0.047	0.038	0.006	0.005	0.002
Nb. mal. sans risque	0.00264	-0.00132	0.00176	0.00126	0.000376
Nb. mal. aiguës	-0.0104	-0.00418	0.0117	-0.000650	-0.00134
Nb. mal. chronique.s	-0.0102	0.00642	0.0234	-0.00165	-0.00406
Nb. mal. aiguës et chronique.s	-0.00966	-0.00406	-0.0182	0.00325	-0.00601
Nb. difficultés fonctionnelle.s	0.0102	0.00223	-0.0127	-0.00685	-0.00570
ALD (Ref=non)	0.0157	0.157*	0.132**	0.106***	0.0640*
SAH	0.000534	0.000331	-0.000523	-0.00122*	-0.00161**
4 ^{ème} quartile (revenus/UC)	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
3 ^{ème} quartile	0.0168	0.0120	0.0169	0.0411**	0.0331 ⁺
2 ^{ème} quartile	0.00274	0.0234	0.0665***	0.138***	0.145***
1 ^{er} quartile	0.0905**	0.128***	0.205***	0.303***	0.331***
Supérieur	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
Primaire/secondaire	0.0369 ⁺	0.0445**	0.0392**	0.0660***	0.0804***
Aucun diplôme	0.127*	0.0206	0.0497	0.110**	0.162***
Constante	-0.0626	-0.0637	-0.0217	0.0212	0.0747
N	399	769	1241	1908	2281
R ²	0.114	0.118	0.198	0.237	0.227
Age, sexe	√	√	√	√	√

⁺ $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

CMU-C. Couverture maladie universelle complémentaire; Compl. complémentaire; UC. unité de consommation; Nb. nombre; mal. maladie.s; ALD. Affection longue durée; SAH. *self assessed health*.

Note.s : Les régressions sont réalisées avec des pondérations qui assurent la représentativité de la population française par structure d'âge et de sexe. Les écarts types estimés sont robustes à l'hétéroscédasticité. Lecture : Toutes choses égales par ailleurs, les bénéficiaires de la CMU-C anticipent une probabilité de vivre avec moins de 1000€ mensuels entre 30 et 39 ans de +10.7 points de pourcentage par rapport aux titulaires d'une complémentaire privée, cette différence est significative avec un risque de première espèce inférieur à 10%.

Source et champ : Enquête Valeur de la Santé. Chaire Santé Paris-Dauphine. 2009. Individus de 18 à 64 ans.

TABLE A4 – Analyse des anticipations de niveau de vie bas - par horizon temporel

II

Horizon temporel (âge)	Income _{High}				
	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79
Compl. privée	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
CMU-C (γ_1)	-0.0744	-0.139**	-0.109**	-0.0693**	-0.0429 ⁺
Sans compl. (γ_2)	-0.0859	-0.0802	-0.0344	0.00918	0.000287
Test $\gamma_1 = \gamma_2$ (p-value)	0.889	0.344	0.154	0.072	0.283
Nb. mal. sans risque	-0.00808	0.00825	-0.000786	0.00337	0.00192
Nb. mal. aiguës	0.0431	0.0109	-0.0325	-0.00269	-0.000459
Nb. mal. chronique.s	-0.000845	-0.0222	0.0269	0.0110	0.00724
Nb. mal. aiguës et chronique.s	0.104 ⁺	0.0634	0.0364	0.0130	0.0168
Nb. difficulté.s fonctionnelle.s	-0.0231	-0.0161	0.00346	-0.0132	-0.0153*
ALD (Ref=non)	0.0895	-0.0148	-0.0852*	-0.0592*	-0.0266
SAH	0.00202	0.00280**	0.00187**	0.000818	0.000802 ⁺
4 ^{ème} quartile (revenus/UC)	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
3 ^{ème} quartile	-0.197**	-0.194***	-0.233***	-0.230***	-0.259***
2 ^{ème} quartile	-0.281***	-0.236***	-0.315***	-0.271***	-0.270***
1 ^{er} quartile	-0.325***	-0.372***	-0.458***	-0.397***	-0.380***
Supérieur	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
Primaire/secondaire	-0.176***	-0.238***	-0.206***	-0.182***	-0.139***
Aucun diplôme	-0.279***	-0.325***	-0.301***	-0.225***	-0.192***
Constante	0.537***	0.643***	0.797***	0.687***	0.573***
N	399	769	1241	1908	2281
R ²	0.180	0.260	0.286	0.214	0.184
Age, sexe	√	√	√	√	√

⁺ $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

CMU-C. Couverture maladie universelle complémentaire; Compl. complémentaire; UC. unité de consommation; Nb. nombre; mal. maladie.s; ALD. Affection longue durée; SAH. *self assessed health*.

Note.s : Les régressions sont réalisées avec des pondérations qui assurent la représentativité de la population française par structure d'âge et de sexe. Les écarts types estimés sont robustes à l'hétéroscédasticité.

Lecture : Toutes choses égales par ailleurs, les bénéficiaires de la CMU-C anticipent une probabilité de vivre avec plus de 2000€ mensuels entre 40 et 49 ans de +13.9 points de pourcentage par rapport aux titulaires d'une complémentaire privée, cette différence est significative avec un risque de première espèce inférieur à 1%.

Source et champ : Enquête Valeur de la Santé. Chaire Santé Paris-Dauphine. 2009. Individus de 18 à 64 ans.

TABLE A5 – Analyse des préférences dans l’arbitrage santé/niveau de vie au sein du premier quartile de la distribution du niveau de vie

	$WTP > 0$		$WTP WTP > 0$	
	(1)	(2a)	(2b)	(2c)
Compl. privée*Q1	Ref	Ref	Ref	Ref
CMU-C*Q1 (γ_1)	-0.148	-41.21	-30.90	-41.82 ⁺
Sans compl.*Q1 (γ_2)	-0.106	-47.27 ⁺	-50.11*	-45.59 ⁺
Compl. privée*>Q1	0.230***	46.00*	35.10	39.01 ⁺
CMU-C*>Q1	0.285	95.57	90.09	96.04
Sans compl.*>Q1	0.372**	-24.67	-33.49	-30.05
Test $\gamma_1 = \gamma_2$ (p-value)	0.791	0.814	0.445	0.881
Nb. mal. sans risque	0.0208*	0.921	1.046	0.897
Nb. mal. aiguës	0.0639	38.05 ⁺	36.17	38.66 ⁺
Nb. mal. chronique.s	-0.0510	4.418	5.060	3.514
Nb. mal. aiguës et chronique.s	0.156**	20.03	20.90	20.66
Nb. difficult.s fonctionnelle.s	0.100***	6.801	6.615	7.333
ALD (Ref=non)	0.150*	103.3***	106.1***	104.0***
SAH	-0.00898***	-0.800 ⁺	-0.852 ⁺	-0.892*
Malade (Ref=non)	0.372***			
Revenus/UC (centaine €)	0.0126***	1.771	1.591	1.255
Supérieur	Ref	Ref	Ref	Ref
Primaire/secondaire	-0.0423	-55.12**	-50.71*	-42.66 ⁺
Aucun diplôme	-0.189*	-116.6***	-109.2***	-100.3***
Income _{Low}			-50.89*	
Income _{High}				50.29*
Constante	-0.477**	120.3*	134.4**	111.0*
N	1802	942	942	942
R ²		0.123	0.128	0.129
Age, sexe	✓	✓	✓	✓

⁺ $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

CMU-C. Couverture maladie universelle complémentaire; Compl. complémentaire; UC. unité de consommation; Nb. nombre; mal. maladie.s; ALD. Affection longue durée; SAH. *self assessed health*.

Note.s : La colonne 1 est estimée par un modèle *probit*. Les régressions sont réalisées avec des pondérations qui assurent la représentativité de la population française par structure d’âge et de sexe. Les écarts types estimés dans les colonnes 2a, 2b et 2c sont robustes à l’hétéroscédasticité.

Lecture : Toutes choses égales par ailleurs (colonne 1), les titulaires d’une complémentaire privée qui n’appartiennent pas au 1^{er} quartile de la distribution des revenus par unité de consommation ont une probabilité de déclarer une disposition à payer pour être en bonne santé positive significativement plus élevée que les titulaires d’une complémentaire privée qui appartiennent au 1^{er} quartile de la distribution des revenus par unité de consommation, cette différence est significative avec un risque de première espèce inférieur à 0.1%.

Source et champ : Enquête Valeur de la Santé. Chaire Santé Paris-Dauphine. 2009. Individus de 18 à 64 ans.

TABLE A6 – Analyse des préférences dans l’arbitrage santé/niveau de vie - anticipations de niveau de vie par horizon temporel I

Horizon temporel (âge)	WTP WTP > 0				
	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79
Compl. privée	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
CMU-C (β_1)	-68.79 ⁺	-30.16	-34.42	-19.40	-14.57
Sans compl. (β_2)	-59.27	-71.55*	-58.93**	-67.86***	-61.22**
Test $\beta_1 = \beta_2$ (p-value)	0.838	0.274	0.448	0.091	0.090
Nb. mal. sans risque	2.165	-1.199	4.147	0.854	1.394
Nb. mal. aiguës	96.89	52.12	36.34	47.66*	36.51
Nb. mal. chronique.s	-24.61	15.19	16.06	-0.805	4.520
Nb. mal. aiguës et chronique.s	4.822	-8.609	-15.16	14.50	23.59
Nb. difficulté.s fonctionnelle.s	49.44**	19.95 ⁺	5.246	7.288	6.291
ALD (Ref=non)	-12.95	56.50	119.0**	104.4***	102.6***
SAH	-0.459	-0.991	-1.000 ⁺	-1.039*	-0.860 ⁺
4 ^{ème} quartile (revenus/UC)	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
3 ^{ème} quartile	-87.54*	-65.69	-55.66	-39.20	-51.45*
2 ^{ème} quartile	-34.73	-38.82	-52.70	-44.36	-49.69*
1 ^{er} quartile	-52.70	-76.80	-100.3**	-93.00***	-93.28***
Supérieur	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
Primaire/secondaire	30.86	-40.40	-23.20	-50.51*	-40.55 ⁺
Aucun diplôme	-15.97	-99.87*	-84.79*	-108.6***	-97.22***
Income _{Low,30-39}	-33.93				
Income _{Low,40-49}		-47.85			
Income _{Low,50-59}			-49.75		
Income _{Low,60-69}				-41.90*	
Income _{Low,70-79}					-49.81**
Constante	118.4	234.1**	228.2***	247.3***	227.0***
N	117	261	484	780	942
R ²	0.329	0.121	0.132	0.130	0.131
Age, sexe	✓	✓	✓	✓	✓

⁺ $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

WTP. *willingness to pay*; CMU-C. Couverture maladie universelle complémentaire; Compl. complémentaire; UC. unité de consommation; Nb. nombre; mal. maladie.s; ALD. Affection longue durée; SAH. *self assessed health*.

Note.s : Les régressions sont réalisées avec des pondérations qui assurent la représentativité de la population française par structure d’âge et de sexe. Les écarts types estimés sont robustes à l’hétéroscédasticité.

Lecture : Toutes choses égales par ailleurs, les bénéficiaires de la CMU-C âgés de moins de 30 ans déclarent une disposition à payer pour être en bonne santé de -69€ par rapport aux titulaires d’une complémentaire privée, cette différence est significative avec un risque de première espèce inférieur à 10%.

Source et champ : Enquête Valeur de la Santé. Chaire Santé Paris-Dauphine. 2009. Individus de 18 à 64 ans.

TABLE A7 – Analyse des préférences dans l’arbitrage santé/niveau de vie - anticipations de niveau de vie par horizon temporel II

Horizon temporel (âge)	WTP WTP > 0				
	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79
Compl. privée	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
CMU-C (β_1)	-68.30*	-39.79	-44.24	-26.24	-25.82
Sans compl. (β_2)	-46.90	-68.41*	-57.48*	-67.43**	-62.73**
Test $\beta_1 = \beta_2$ (p-value)	0.624	0.444	0.677	0.149	0.172
Nb. mal. sans risque	3.143	-1.450	4.111	0.570	1.178
Nb. mal. aiguë.s	88.69	51.47	38.18	49.17*	39.34 ⁺
Nb. mal. chronique.s	-18.50	19.13	13.97	-2.205	3.504
Nb. mal. aiguë.s et chronique.s	3.006	-8.877	-14.58	13.97	22.78
Nb. difficulté.s fonctionnelle.s	48.64**	20.77 ⁺	5.766	8.145	7.109
ALD (Ref=non)	-15.15	46.93	114.3**	102.3***	101.0***
SAH	-0.722	-1.049	-1.019 ⁺	-1.038*	-0.869 ⁺
4 ^{ème} quartile (revenus/UC)	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
3 ^{ème} quartile	-81.97 ⁺	-62.96	-53.29	-32.37	-42.94 ⁺
2 ^{ème} quartile	-12.65	-36.23	-48.52	-35.87	-43.40 ⁺
1 ^{er} quartile	-35.11	-80.15	-101.3**	-90.54***	-93.13***
Supérieur	Ref	Ref	Ref	Ref	Ref
Primaire/secondaire	39.44	-40.71	-21.82	-46.52*	-38.39 ⁺
Aucun diplôme	-2.110	-94.26*	-81.49*	-102.9***	-96.18***
Income _{High,30-39}	67.97				
Income _{High,40-49}		13.75			
Income _{High,50-59}			18.08		
Income _{High,60-69}				37.86	
Income _{High,70-79}					42.56 ⁺
Constante	89.34	229.0*	214.6**	224.0***	206.8***
N	117	261	484	780	942
R ²	0.350	0.118	0.129	0.131	0.130
Age, sexe	✓	✓	✓	✓	✓

⁺ $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

WTP. *willingness to pay*; CMU-C. Couverture maladie universelle complémentaire; Compl. complémentaire; UC. unité de consommation; Nb. nombre; mal. maladie.s; ALD. Affection longue durée; SAH. *self assessed health*.

Note.s : Les régressions sont réalisées avec des pondérations qui assurent la représentativité de la population française par structure d’âge et de sexe. Les écarts types estimés sont robustes à l’hétéroscédasticité.

Lecture : Toutes choses égales par ailleurs, les bénéficiaires de la CMU-C âgés de moins de 30 ans déclarent une disposition à payer pour être en bonne santé de -68€ par rapport aux titulaires d’une complémentaire privée, cette différence est significative avec un risque de première espèce inférieur à 5%.

Source et champ : Enquête Valeur de la Santé. Chaire Santé Paris-Dauphine. 2009. Individus de 18 à 64 ans.

Chapitre III: Les personnes âgées à bas revenu sont-elles prêtes à payer plus pour continuer de bénéficier d'une complémentaire santé ?

co-écrit avec Benoît Carré.

Table des matières du chapitre

1	Introduction	137
2	La réforme de la complémentaire santé solidaire	140
2.1	La couverture maladie universelle complémentaire	140
2.2	L'aide à l'acquisition d'une complémentaire santé	140
2.3	La réforme de la complémentaire santé solidaire	141
2.4	Le 100% santé	142
3	Comment la réforme de la complémentaire santé solidaire peut-elle affecter la demande d'assurance santé complémentaire?	143
4	Données mobilisées	145
4.1	Le Système National des Données de Santé	145
4.2	Champ de l'analyse	146
4.3	Définition des variables	146
4.4	Statistiques descriptives	148
5	Stratégie empirique	153
5.1	Régression par les moindres carrés ordinaires	153
5.2	Régression par discontinuité	155
6	Résultats	160
6.1	Résultats par les moindres carrés ordinaires	160
6.2	Résultats des régressions par discontinuité	168
6.3	Tests de robustesse	168
7	Conclusion	170
	Bibliographie	173
	Annexes	178

RÉSUMÉ

Le 1^{er} novembre 2019, la réforme de la complémentaire santé solidaire (CSS) a affecté le marché français de la complémentaire santé subventionnée en supprimant les contrats optionnels les moins couvrants pour les personnes vivant avec un revenu entre 68% et 92% du seuil de pauvreté. Si une telle simplification du paysage de la complémentaire santé peut favoriser l'arrivée de nouveaux assurés dans le dispositif en réduisant les coûts d'acquisition d'information pour participer au programme, elle peut aussi exclure les assurés ayant précédemment choisi les contrats les moins chers et/ou les moins couvrants. À l'aide de données médico-administratives issues du Système national des données de santé (SNDS), nous étudions sur un échantillon d'assurés âgés de plus de 64 ans si la réforme de la CSS, qui a induit une hausse de prime pour la majorité des assurés déjà dans le dispositif, a pu réduire leur probabilité d'y rester. En moyenne, nous ne trouvons pas d'effet des variations de prime sur la probabilité de participer au nouveau programme. En revanche, les assurés en meilleure santé sont plus sensibles aux changements de prime : quand leurs primes augmentent ils sont moins disposés à rester dans le programme, ce qui peut finalement nuire à l'accès financier aux soins de la population ciblée par la réforme.

1 Introduction

En France, la détention d'une assurance complémentaire santé n'est pas obligatoire, mais apparaît comme indispensable pour accéder financièrement aux soins [13, 11]. Dans ce contexte, la question de la généralisation de la complémentaire est une question essentielle qui repose sur la réussite des dispositifs subventionnant depuis le début des années 2000 l'accès à la complémentaire pour les personnes à bas revenu : la couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) de l'aide à l'acquisition d'une complémentaire santé (ACS). Mais vingt ans après leur mise en place, on constate toujours des taux de recours à ces dispositifs bien inférieurs à 100% : en 2017, le taux de non-recours à la CMU-C est estimé entre 32% et 44% et celui de l'ACS entre 38% et 57% en 2018 [36, 15]. Les coûts élevés d'acquisition de l'information pour participer à ces programmes, qui réduisent la mobilité sur le marché de l'assurance santé complémentaire, notamment pour les assurés les plus âgés et en moins bonne santé [37, 23, 18, 14, 46, 39], contribuent à expliquer ces faibles taux de recours.

Depuis le 1^{er} novembre 2019, la réforme de la complémentaire santé solidaire (CSS) vient simplifier le paysage de la complémentaire subventionnée. Pour les personnes vivant avec un revenu entre 726€ et 1007€ mensuel en 2019 (anciennement éligibles à l'ACS), la CSS réduit le nombre de contrats subventionnés proposés en ne conservant qu'un contrat unique offrant un niveau de garanties supérieur aux contrats disponibles avant la réforme. L'amélioration de la qualité induite par la réforme se concentre sur le remboursement des prothèses dentaires et des matériels d'optique et d'audiologie. Si la transition vers le nouveau programme implique une hausse de couverture pour tous les anciens bénéficiaires de l'ACS, la majorité d'entre eux doivent s'acquitter d'une prime plus importante pour continuer de bénéficier du programme, malgré un plafonnement du reste à payer pour bénéficier de la CSS à 1€ par jour¹. Les hausses de prime vécues par les assurés en restant dans le programme sont d'autant plus élevées qu'ils avaient précédemment souscrit des contrats ACS moins couvrants et/ou moins chers par le passé.

En théorie, les agents achètent une assurance quand leur disposition à payer pour s'assurer dépasse le prix du contrat le moins cher disponible sur le marché [25], la disposition à payer individuelle étant fonction des préférences pour le risque et des dépenses de santé

1. Dans notre champ d'étude, 67% d'anciens bénéficiaires de l'ACS doivent payer une prime plus élevée pour continuer de participer au programme.

anticipées [16]. Le risque d'une réforme comme la CSS est alors que certains assurés voient le niveau de prime fixé par le nouveau programme dépasser leur disposition à payer pour bénéficier d'une complémentaire santé et préfèrent sortir du dispositif. Ce risque est particulièrement élevé pour des assurés à bas revenu, plus contraints dans la part de leur budget pouvant être accordée à l'achat d'une complémentaire santé [42], et qui en renonçant à rester dans le programme, perdraient la couverture du ticket modérateur sur leurs soins essentiels et s'exposeraient à des barrières financières d'accès aux soins [24, 10, 5, 22, 34].

L'objectif de ce travail est d'étudier si la suppression des contrats optionnels moins couvrants dans le cadre de la réforme de la CSS a pu exclure certains assurés du programme et nuire au taux de couverture de la population ciblée. À partir des données médico-administratives issues du Système national des données de santé (SNDS), nous sélectionnons tous les bénéficiaires d'un contrat ACS arrivant à échéance les trois premiers mois de mise en place de la réforme de la CSS, c'est-à-dire entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020. Pour des raisons d'observabilité des variations de revenu, notre champ d'analyse est restreint aux assurés âgés de 65 à 89 ans moins susceptibles de sortir de la tranche d'éligibilité du dispositif. L'échantillon d'étude comprend 84 834 assurés.

Avec des estimations par les moindres carrés ordinaires (MCO), nous commençons par comparer la probabilité de transition de l'ACS vers la CSS des assurés (a) selon qu'ils voient leur prime d'assurance complémentaire diminuer (i.e. n'ont aucune raison de sortir du dispositif) ou augmenter (i.e. doivent arbitrer entre une hausse de couverture et une hausse de prime) en participant à la CSS et (b) selon le montant de leurs variations individuelles de prime. Les régressions sont réalisées à âge et à type de contrat ACS passé donnés. Trois types de contrats étaient proposés par le dispositif de l'ACS labelisés A, B et C par ordre de garanties croissantes. Alors que la prime CSS ne varie qu'entre classes d'âge (cf. figure 1), nous exploitons des différences de prime à âge et niveau de contrat ACS (A, B, C) donnés entre les contrats selon l'organisme complémentaire chez qui le contrat ACS a été souscrit. Les variations de prime exploitées dépendent ainsi du choix par l'assuré d'un contrat ACS plus ou moins dominé² et sont susceptibles d'être corrélées à des caractéristiques individuelles qui affectent la demande d'assurance (capacité à prendre des décisions, préférences pour le risque, état de santé, etc). Pour tenir compte de cette possible source d'endogénéité, nous réalisons dans un second temps une méthode

2. Un contrat est dit "dominé" s'il existe sur le marché au moins un autre contrat qui propose les mêmes garanties à un prix moins élevé.

de régression par discontinuité de type *fuzzy* qui exploite la variation exogène du montant de la prime annuelle pour bénéficier de la CSS de 300€ à 360€ à 71 ans. À l'aide de cette deuxième stratégie empirique nous mesurons l'effet causal à 71 ans d'une hausse de prime de +60€ en transitant de l'ACS vers la CSS sur la probabilité de participation à la CSS.

Les résultats par les MCO ne montrent en moyenne pas d'association entre les variations de prime que subiraient les anciens bénéficiaires en participant à la CSS et leur probabilité de participer au nouveau programme. Les résultats de la régression par discontinuité n'indiquent pas non plus d'effet d'une variation de la prime annuelle de +60€ en transitant de l'ACS vers la CSS sur la probabilité de participation à la CSS des assurés âgés de 71 ans. Cependant des analyses complémentaires suggèrent que les assurés en meilleure santé (i.e. non atteints d'une pathologie chronique³ ou appartenant au bas de la distribution des dépenses de santé passées) sont moins disposés à accepter de payer une prime plus élevée pour participer au dispositif de la CSS. Ce dernier résultat traduit l'existence d'un phénomène de sélection sur le marché de la complémentaire subventionnée en France. Il est conforme aux prédictions théoriques qui montrent qu'une politique qui interdit aux assurés d'ajuster leur choix de contrat à leur niveau de risque maladie (i.e. limite la sélection à la marge intensive) réduit la probabilité que les assurés en meilleure santé achètent une assurance (i.e. favorise la sélection à la marge extensive [25]) et à des résultats empiriques trouvés sur le marché de l'assurance aux États-Unis [45].

Sur le plan de la politique publique, notre analyse montre que la suppression des contrats de complémentaire les moins couvrants au passage de la réforme récente de la CSS, a pu nuire au niveau de couverture et à l'accès aux soins de la population ciblée. Sur le plan académique, ce travail contribue à la littérature concernant la demande d'assurance des personnes à bas revenu et l'organisation des marchés d'assurance. Nous contribuons à la première en montrant comment la demande d'assurance complémentaire des assurés à bas revenu répond en France à une hausse de prime et à la deuxième en explorant si la suppression des contrats les moins couvrants du marché a pu décourager certaines personnes à s'assurer.

La suite de cet article est présentée comme suit. Nous présentons la réforme de la complémentaire santé solidaire (section 2), avant de décrire les effets attendus de cette

3. C'est-à-dire qu'ils ne bénéficient pas d'une affection longue durée (ALD). L'exonération du ticket modérateur pour une ALD permet aux malades chroniques de bénéficier d'un remboursement à 100% du tarif de responsabilité de la sécurité sociale sur leurs soins liés à leur pathologie chronique.

réforme sur le taux de couverture au vu des résultats de la littérature économique sur la demande d'assurance (section 3). La section 4 décrit les données mobilisées et l'échantillon étudié. Les sections 5 et 6 décrivent la stratégie empirique et les résultats. Enfin, nous discutons dans la dernière section, l'implication pour la politique publique en France de nos résultats.

2 La réforme de la complémentaire santé solidaire

En France, le financement du système de soins s'articule autour de l'assurance maladie obligatoire (AMO) et des assurances maladie complémentaires (AMC). L'AMO couvre 78,1% des dépenses de santé lors de la période prépandémie [3]. Le financement de la part restante est réparti entre les organismes complémentaires (13,4%), les dépenses directes des ménages (7%) et l'État au titre des programmes subventionnés (1,5%) [3]. Les organismes complémentaires remboursent le ticket modérateur des ménages ayant acheté une couverture complémentaire et des salariés dont l'employeur a l'obligation de proposer une couverture collective. Les personnes sous le seuil de pauvreté peuvent bénéficier d'une assurance complémentaire subventionnée par le biais de plusieurs dispositifs : la couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) et l'aide à l'acquisition d'une complémentaire santé (ACS) avant le 1^{er} novembre 2019 et la complémentaire santé solidaire (CSS) à partir du 1^{er} novembre 2019 (cf. figure A1).

2.1 La couverture maladie universelle complémentaire

Avant novembre 2019, les personnes appartenant à la tranche de revenu mensuel 0-726€⁴ sont éligibles à la CMU-C. Le programme est gratuit et prend en charge la totalité du ticket modérateur ainsi que les franchises médicales et dispense de l'avance de frais. Il impose l'application des tarifs opposables (i.e. interdit la facturation de dépassements d'honoraires) pour les bénéficiaires de la CMU-C et prend entièrement en charge un panier de soins dentaires, de matériels d'optique et d'audiologie.

2.2 L'aide à l'acquisition d'une complémentaire santé

Jusqu'au 1^{er} novembre 2019, une personne seule dont le revenu mensuel est compris entre 726€ et 1007€ est éligible à l'ACS. En octobre 2019, 1.3 millions de personnes bénéficient d'un contrat ACS [12]. L'ACS subventionne sous la forme d'un chèque, dont

4. En 2019 pour une personne seule.

le montant augmente avec l'âge⁵, l'achat d'une complémentaire santé sur le marché privé. À partir de 2015, la subvention ACS ne peut être utilisée que pour acheter trois contrats types chez 11 groupements d'organismes complémentaires sélectionnés sur appel d'offre. Ces contrats (A, B et C par ordre de garanties croissantes) couvrent au minimum le ticket modérateur sur les soins de ville et hospitaliers et imposent aux médecins l'application des tarifs opposables. Les remboursements pour les soins dentaires, les matériels d'optique et d'audiologie sont fonction du contrat choisi (cf. tableau A1 pour plus de détail). Pour un même niveau de contrat (A, B ou C), les garanties proposées par les 11 groupements d'organismes complémentaires sont très homogènes (cf. tableau A2) mais les montants de prime sont hétérogènes (cf. figure A2). Après déduction de la subvention ACS, le reste à payer sur les contrats ACS varie de 0€ à plus de 1000€ selon l'âge, le niveau de garantie choisi (A, B ou C) et le groupement d'organismes complémentaires auprès duquel le contrat a été souscrit.

Du côté de l'offre d'assurance, 8 sur 11 des groupements d'organismes complémentaires qui gèrent des contrats ACS sont déficitaires en 2018 [21]. Les déficits observés sont particulièrement portés par les contrats les plus couvrants (i.e. les contrats de type C) qui sont aussi les plus souscrits (cf. tableau 1) : en 2018, seul 1 groupement d'organismes complémentaires sur 11 n'est pas déficitaire sur ce type de contrat [21].

2.3 La réforme de la complémentaire santé solidaire

2.3.1 La complémentaire santé solidaire gratuite

À partir du 1^{er} novembre 2019, les personnes anciennement éligibles à la CMU-C peuvent bénéficier de la CSS dans sa partie gratuite. Le dispositif propose un unique niveau de contrat offrant les mêmes garanties que l'ancien contrat de la CMU-C et élargit par le panier "100% Santé".

2.3.2 La complémentaire santé solidaire avec participation financière

La CSS remplace aussi l'ACS à partir du 1^{er} novembre 2019. Elle continue de subventionner l'achat d'une assurance complémentaire pour les assurés justes au-dessus du seuil de la CSS gratuite (ex CMU-C) mais ne propose plus qu'un seul niveau de contrat dont les garanties sont identiques à celles de la CSS dans sa partie gratuite et dont le prix ne varie

5. Le montant du chèque est de 100€ pour les personnes de moins de 15 ans, de 200€ pour les personnes de 16 à 49 ans, de 350€ pour les personnes de 50 à 59 ans et de 550€ pour les personnes de 60 ans et plus.

plus qu'avec l'âge (cf. figure 1). Les bénéficiaires de la CSS avec participation financière (CSS-P) peuvent faire gérer leur contrat par un organisme complémentaire partenaire du dispositif ou par une caisse primaire d'assurance maladie, les conditions tarifaires et les garanties proposées étant identiques. Cette dernière option ("*public option*" dans la littérature anglo-saxonne) n'était anciennement pas proposée par le dispositif de l'ACS.

Pour les organismes complémentaires, le changement est également important. Les contrats proposés par l'ACS étaient définis par le législateur, mais les organismes complémentaires pouvaient ajouter des garanties supplémentaires au socle obligatoire. Par ailleurs, ce sont eux qui décidaient de la tarification des contrats ACS proposés. Mais depuis la réforme de la CSS, les organismes complémentaires gestionnaires de contrats CSS n'ont plus de latitude sur d'éventuelles garanties supplémentaires ni sur la tarification des contrats qu'ils gèrent. Enfin ils ne supportent plus le risque associé à ces contrats, car ils sont compensés du montant exact des remboursements versés aux assurés au titre de la CSS.

2.3.3 Les objectifs affichés de la réforme

Les objectifs affichés de la réforme sont d'augmenter le niveau de recours au programme et d'améliorer le niveau de couverture sur les soins prothétiques dentaires, les matériels d'optique et les audioprothèses, des postes de soins peu pris en charge par l'AMO et pour lesquels les bénéficiaires de contrats ACS peuvent avoir un reste à charge élevé⁶. Le premier objectif est favorisé par la simplification du paysage de l'assurance complémentaire subventionnée, soit le passage de deux dispositifs à un seul et la réduction du nombre de contrats optionnels pour les anciens bénéficiaires de l'ACS, qui diminue la quantité d'information à chercher et à analyser pour participer au programme. Le second objectif est induit par la suppression des contrats moins couvrants. L'augmentation du niveau de couverture concerne les soins prothétiques dentaires, les matériels d'optique et les audioprothèses.

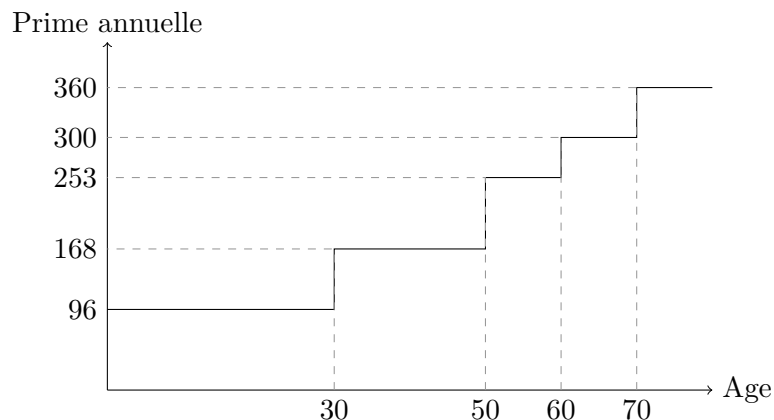
2.4 Le 100% santé

En parallèle de la réforme de la CSS, la réforme du 100% santé modifie le marché de la complémentaire santé privée. Elle définit un panier de soins prothétiques dentaires, de

6. En 2018, le reste à charge moyen des bénéficiaires de l'ACS est compris entre 93€ et 254€ selon le type de contrat souscrit (A, B ou C) pour l'optique, entre 206€ et 373€ pour un soin prothétique dentaire et entre 535€ et 586€ pour une audioprothèse [21].

matériels d'optique et d'audioprothèses entièrement pris en charge par la conjugaison des remboursements de l'AMO et des contrats de complémentaire responsables. La qualité de la couverture des contrats sur le marché privé a donc augmenté sur la période de mise en place de la CSS. La réforme de la CSS s'inscrit ainsi dans une politique plus large d'harmonisation à la hausse du niveau de couverture assurantielle de la population française pour les prothèses dentaires, l'optique et l'audiologie.

FIGURE 1 – Niveau de prime par âge - complémentaire santé solidaire avec participation financière



Lecture : Pour bénéficier de la complémentaire santé solidaire avec participation financière, les individus de moins de 30 ans doivent s'acquitter d'une prime annuelle de 96€.

Source : Ministère des solidarités et de la santé

3 Comment la réforme de la complémentaire santé solidaire peut-elle affecter la demande d'assurance santé complémentaire ?

Plusieurs pans de la littérature économique suggèrent que la réforme de la CCS, qui a supprimé les contrats les moins couvrants (souvent moins chers) du marché de la complémentaire subventionnée, peut influencer la couverture de la population ciblée. Notre travail s'inscrit ainsi dans la littérature concernant (i) l'élasticité-prix de la demande d'assurance santé dans un marché subventionné, (ii) la sélection sur les marchés de l'assurance santé et (iii) le rôle joué par la complexité des marchés d'assurance sur la demande d'assurance.

L'assurance santé est un bien de consommation dont la demande diminue avec le prix. Une vaste littérature indique des élasticités-prix comprises entre -0.2 et -4.2 [40]. Si les travaux empiriques s'accordent sur le signe du paramètre, son amplitude dépend de l'orga-

nisation du marché dans lequel il est estimé (assurance obligatoire ou non), du rôle donné à l'assurance (primaire, complémentaire ou supplémentaire), de la population couverte et des biens et services pris en charge [40]. En France, la demande d'assurance complémentaire privée, qu'elle soit ou non subventionnée par le dispositif de l'ACS, est fonction du niveau de prime [35, 8]. Une expérience randomisée réalisée en 2014 a aussi montré qu'une augmentation de 62% à 75% de la subvention de l'ACS a induit une hausse du recours au programme de 17% [29].

Si le revenu n'est pas un déterminant des modèles de demande d'assurance classiques [38], l'achat d'une assurance complémentaire est positivement corrélé au niveau de vie en France, et ce malgré l'existence de subventions à l'achat d'une complémentaire santé pour les plus pauvres [44, 26, 31, 41, 42]. Le plus faible recours à l'assurance complémentaire des assurés modestes trouve plusieurs explications dans la littérature : le fait que l'assurance soit financièrement inaccessible pour les personnes à bas revenu [6, 32], un arbitrage santé-consommation différent selon le revenu [30], des contraintes de liquidité plus importantes pour les plus pauvres [17] ou encore l'existence d'une assurance implicite à travers la prise en charge des soins urgents et vitaux par les hôpitaux [27, 19]. Au total, si le recours à l'assurance est conditionnel au niveau de vie, il est aussi influencé par les besoins de soins, les préférences pour la santé et l'aversion au risque, ce qui explique qu'il n'existe pas de seuil clair en dessous duquel l'assurance peut être considérée comme financièrement inaccessible [6]. Finalement, la littérature sur l'élasticité-prix de la demande d'assurance santé dans un marché subventionné suggère que les augmentations de prime induites par la réforme de la CSS peuvent réduire la participation au programme.

La littérature concernant la sélection sur les marchés d'assurance peut aussi nous aider à envisager l'impact d'une politique supprimant les contrats moins couvrants du marché sur le recours à l'assurance de la population ciblée. En théorie, si les assurés ont une information privée sur leur niveau de risque maladie, nous devrions observer une corrélation négative entre l'état de santé et le niveau de couverture individuel, traduisant un phénomène de sélection sur le marché [43, 16, 25]. Empiriquement, il n'existe pas d'évidence claire de l'existence voire du sens de cette corrélation : dans des contextes et des systèmes assurantiels différents, les études disponibles trouvent au niveau individuel des corrélations négatives, nulles voire positives entre le niveau de risque et le niveau de couverture [28]. En ne conservant qu'une option très couvrante, la réforme de la CSS interdit aux assurés d'ajuster leur choix de contrats à leur état de santé. De cette manière, elle peut

exclure du marché les assurés en meilleure santé ce qui correspondrait à de la sélection à la marge extensive. Cependant dans le cadre de la CSS, le phénomène de sélection n'est pas dynamique : si les assurés avec le meilleur état de santé sortent du dispositif, cela ne conduit pas à une augmentation du montant de la prime fixé par le législateur. Le risque n'est donc pas une disparition du marché [43] mais uniquement un renoncement des assurés en meilleure santé à acheter une complémentaire santé.

Au-delà des coûts monétaires, la complexité des marchés assurantiels et l'excès du nombre de contrats optionnels induisent des coûts de recherche d'information élevés pour sélectionner un contrat d'assurance [37, 28]. Ces coûts réduisent la qualité des choix des assurés [2] et freinent leur mobilité sur le marché, notamment celle des assurés en moins bonne santé et plus âgés [23, 18, 14, 46, 39]. La réforme de la CSS, qui réduit le nombre de choix proposés par le dispositif, peut par ce mécanisme augmenter la capacité des assurés à participer au programme, ce qui favoriserait l'arrivée sur le marché des assurés qui ne recouraient pas à l'ACS en raison de sa complexité.

4 Données mobilisées

4.1 Le Système National des Données de Santé

Nous disposons de données médico-administratives gérées par la Caisse nationale d'Assurance Maladie (CNAM) : le Système national des données de santé (SNDS). Elles sont exhaustives sur le champ des assurés sociaux affiliés au régime général de la Sécurité sociale. Ces données permettent de savoir, pour tout assuré, s'il bénéficie de l'ACS ou de la CSS-P (date de début et de fin de contrat) et le cas échéant d'observer son choix de niveau de garantie et l'organisme complémentaire auprès duquel le contrat a été souscrit. Avec ces informations, nous connaissons le montant individuel de prime restant à la charge de tout assuré bénéficiaire d'un contrat ACS.

Les données du SNDS regroupent aussi tous les soins consommés qui ont été soumis au remboursement et renseignent sur l'âge, le sexe et la commune de résidence de l'assuré. Nous observons le bénéfice d'une affection longue durée (ALD) ou de l'allocation aux adultes handicapés (AAH)⁷. En revanche, nous n'avons pas d'information sur le revenu des individus, ce qui exclut la possibilité de suivre l'évolution de leur éligibilité aux différents dispositifs.

7. Des estimations suggèrent que seulement 70% des bénéficiaires de l'AAH sont identifiables dans le SNDS.

4.2 Champ de l'analyse

À partir du SNDS, nous sélectionnons l'ensemble des assurés sociaux affiliés au régime général de la Sécurité sociale et bénéficiaires d'un contrat ACS arrivant à échéance entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020, soit les trois premiers mois de mise en place de la réforme de la CSS. Le champ de l'étude concerne les assurés de 65 à 89 ans (soit 35,90% des assurés précédemment sélectionnés). Réduire l'échantillon aux retraités augmente la probabilité qu'ils restent éligibles à la CSS-P douze mois après leur souscription à un contrat ACS, date à laquelle nous savons qu'ils étaient éligibles au dispositif de la CSS-P. Premièrement, les variations de revenu à la retraite sont considérablement réduites. Deuxièmement, cette restriction exclut l'éventualité d'un retour à l'emploi qui leur donnerait accès à une complémentaire collective et une perte de revenu suffisante pour qu'ils passent le seuil d'éligibilité de la CSS dans sa partie gratuite (ex CMU-C)⁸. À ce stade, l'échantillon d'étude comprend 90 537 assurés. Une fois retirés les individus qui décèdent entre le début de leur contrat ACS et les trois mois qui suivent la fin de leur contrat ACS, notre échantillon final comprend 84 834 individus, soit 93.7% des bénéficiaires d'un contrat ACS arrivant à échéance entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020 et âgés de 65 à 89 ans.

4.3 Définition des variables

4.3.1 La transition vers la complémentaire santé solidaire avec participation financière

S'ils sont toujours éligibles à la CSS avec participation financière (CSS-P), les bénéficiaires d'un contrat ACS qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020 peuvent choisir ou non d'y recourir⁹. Nous créons une variable $CSS - P$ égale à 1 si l'assuré a eu recours à la CSS-P trois mois après la fin de son contrat ACS et 0 sinon. Puisque le taux de transition de l'ACS vers la CSS-P semble se stabiliser à partir des trois mois suivants la date de fin des contrats ACS¹⁰, nous choisissons d'étudier le taux

8. Une fois à la retraite, les assurés à faible revenu ne peuvent plus être éligibles à la CSS dans sa partie gratuite étant donné que le montant du minimum social à la retraite (l'allocation de solidarité aux personnes âgées (ASPA)) excède le plafond d'éligibilité de la CSS dans sa partie gratuite.

9. Les contrats ACS ayant une durée de douze mois, les assurés de notre échantillon ont fait un choix de couverture ACS entre le 1^{er} novembre 2018 et le 31 janvier 2019. Soit après l'annonce de la création de la CSS lors du dévoilement du plan pauvreté par le président de la République, Emmanuel Macron, le 13 septembre 2018 mais avant que la tarification ne soit rendue publique. La tarification de la CSS-P a été fixée par l'*Arrêté du 21 juin 2019*.

10. Trois mois après la fin de leur contrat ACS, 71% des assurés ont transité vers la CSS-P, ce taux atteint seulement 78% après 6 mois (cf. figure A4).

de transition vers la CSS-P sous trois mois, dans notre analyse principale. Ce choix fait l'objet de tests de robustesse présentés dans la section 6.

4.3.2 Variations de prime si transition vers la complémentaire santé solidaire avec participation financière

Le reste à payer individuel sur les contrats ACS correspond au montant de prime des contrats ACS auquel on a soustrait le montant du chèque dont bénéficie l'assuré. Ce reste à payer est comparé au montant de la prime que payerait l'assuré en recourant à la CSS-P pour créer une variable $Prime^+$ égale à 1 si l'assuré voit son reste à payer sur sa prime augmenter s'il transite vers la CSS-P et 0 sinon. Cette variable est fonction de l'âge de l'assuré, du niveau de garantie de son contrat ACS passé (A, B ou C) et du groupement d'organisme complémentaire chez qui son contrat a été souscrit ¹¹.

La variable $\Delta prime$ correspond à la variation de la prime annuelle (en €) supportée par l'assuré s'il transite vers la CSS-P : la prime pour bénéficier de la CSS-P moins le reste à payer sur son contrat ACS passé.

4.3.3 L'état de santé

Les informations présentes dans les données du SNDS nous permettent de contrôler imparfaitement par l'état de santé *via* les caractéristiques démographiques des assurés (âge et sexe) et leur statut de bénéficiaire d'une ALD et de l'AAH.

Toutes choses égales par ailleurs, l'état de santé peut aussi être approximé par les dépenses de santé totales et non conditionnelles portées au remboursement au cours de l'année calendaire 2019. Si l'utilisation des soins varie selon le niveau de couverture assurantielle, au cours de l'année 2019 les assurés présents dans notre échantillon étaient tous couverts par des contrats ACS offrant des garanties identiques à niveau de contrat (A, B ou C) donné. Dans l'hypothèse où les bénéficiaires d'un même contrat disposent d'un même accès aux soins et que leurs comportements d'utilisation des soins sont affectés par un même degré d'aléa moral, les variations de dépenses de santé observées entre assurés correspondent bien à des différences d'état de santé à type de contrat (A, B ou C) donné.

11. Rappelons que le prix des contrats pouvait beaucoup varier entre les 11 groupements d'organismes complémentaires pour des prestations pourtant semblables (cf. tableau A2).

4.4 Statistiques descriptives

TABLE 1 – Statistiques descriptives

	Total	A	B	C
N	84834	16 798	29 201	38 835
% type de contrat	100	19.8	34.4	45.8
% Femmes	65.7	59.4	65.0	69.0
Age	73.2	74.1	73.2	72.7
% ALD	61.6	61.1	61.4	62.0
% AAH	2.1	1.4	1.9	2.5
Dépenses totales* (€ /an)	6604.9	6221.9	6394.8	6928.5
- Hôpital	2951.9	2789.3	2884.8	3072.7
- Soins de ville	3651.3	3430.3	3508.8	3854.1
- dont généralistes	233.2	212.2	225.3	248.3
- dont spécialistes	287.5	269.9	285.0	297.1
- dont dentaire	76.4	51.6	70.6	91.5
- dont pharmacie	1145.5	1109.9	1133.5	1169.9
- dont LPP	418.1	391.2	398.8	444.2
Reste à payer contrat ACS passé (€ /an)	297.0	155.9	282.3	369.0
Prime CSS-P si transition (€ /an)	333.9	336.8	334.0	332.6
<i>Prime</i> ⁺ = 1				
% <i>Prime</i> ⁺ = 1	66.7	95.9	72.2	49.9
Δ prime si <i>Prime</i> ⁺ = 1	116.3	192.0	111.6	58.5
D9	250.2	295.3	176.5	96.0
% CSS-P à trois mois	65.4	62.8	65.7	67.1
<i>Prime</i> ⁺ = 0				
% <i>Prime</i> ⁺ = 0	43.3	4.1	27.8	50.1
Δ prime si <i>Prime</i> ⁺ = 0	121.8	77.7	103.7	131.0
D9	243.7	164.6	169.3	291.5
% CSS-P à trois mois	69.3	60.9	70.8	69.0

ALD. Affection longue durée; AAH. Allocation aux adultes handicapés; ACS. Aide à l'acquisition d'une complémentaire santé; CSS-P. Complémentaire santé solidaire avec participation financière. LPP. Liste des produits et prestations.

*Il s'agit des dépenses non conditionnelles réalisées sur l'année calendaire 2019 en base remboursement.

Note_s : La variable *Prime*⁺ est égale à 1 si l'assuré voit sa prime de complémentaire augmenter s'il transite vers la CSS-P et 0 sinon. La variable Δ prime correspond à la variation de la prime annuelle (en €) supportée par l'assuré s'il transite vers la CSS-P : la prime pour bénéficiaire de la CSS-P moins le reste à payer sur son contrat ACS passé.

Lecture : 59.4% des anciens bénéficiaires d'un contrat ACS de type A sont des femmes. Source et champ : SNDS-DCIR. Bénéficiaires d'un contrat ACS qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020, de 65 à 89 ans. Calculs des auteurs.

Le haut du tableau 1 décrit les caractéristiques démographiques et les besoins de soins observables de notre échantillon. Les assurés choisissent plus souvent les contrats ACS les plus couvrants : le contrat C (à 46%) et le contrat B (à 34%). Ils sont une majorité de femmes (à 66%) et âgés en moyenne de 73 ans. 62% des assurés ACS bénéficient d'une ALD et seulement 2% bénéficient de l'AAH. Au cours de l'année 2019, ils ont eu des dépenses de santé moyennes de 6 605€ : 2 952€ de dépenses hospitalières et 3 651€ de dépenses en soins de ville. Une corrélation positive entre dépenses de santé et choix d'un contrat plus généreux traduit de la sélection à la marge intensive (i.e. les assurés adaptent leur choix

de contrat à leur niveau de risque maladie)¹². On observe que les dépenses totales des anciens bénéficiaires de contrats C sont plus élevées que celles des anciens bénéficiaires de contrats B et A, atteignant 6 929€ contre 6 395€ et 6 222€. Dans le cas de l'ACS, les différences de couverture entre contrats concernent uniquement les soins dentaires, l'optique et les prothèses auditives. Les dépenses de soins dentaires¹³ et les dépenses de dispositifs médicaux inscrits à la liste des produits et prestations (LPP) suggèrent une sélection à la marge intensive de la part des assurés ACS puisque ces dépenses sont plus élevées pour les bénéficiaires de contrats C (plus couvrants) que pour les bénéficiaires de contrats B et A.

La partie inférieure du tableau 1 et la figure 2 indiquent comment la réforme de la CSS impacte le montant de la prime payée par les assurés de l'échantillon s'ils transitent vers la CSS-P à la fin de leur contrat ACS. Les anciens bénéficiaires d'un contrat ACS de type A avaient un reste à payer sur leur prime annuelle d'environ 156€, soit un reste à payer moins élevé que celui des assurés ayant choisi des contrats B (282€) ou C (369€). En recourant à la CSS-P, les assurés présents dans notre échantillon payeraient en moyenne 335€. Logiquement les anciens bénéficiaires de contrats moins couvrants (i.e. les contrats A) voient plus souvent leur prime augmenter s'ils transitent vers la CSS-P : c'est le cas pour 96% d'entre eux contre 72% et 50% des anciens bénéficiaires de contrats de types B et C. Pour les assurés qui voient leur prime augmenter en recourant à la CSS-P, cette variation annuelle atteint en moyenne respectivement 192€, 112€ et 59€ pour les anciens bénéficiaires de contrats de types A, B et C. Enfin la ligne "D9" indique que les hausses de prime annuelle dépasseraient respectivement 295€, 177€ et 96€ pour 10% des assurés anciennement couverts par des contrats de type A, B et C. A l'opposé, 43% des assurés voient leur prime annuelle diminuer en recourant à la CSS-P. Cette baisse atteint en moyenne respectivement 78€, 104€ et 131€ pour les anciens bénéficiaires de contrats de type A, B et C et plus de 165€, 169€ et 292€ pour 10% de ces mêmes assurés.

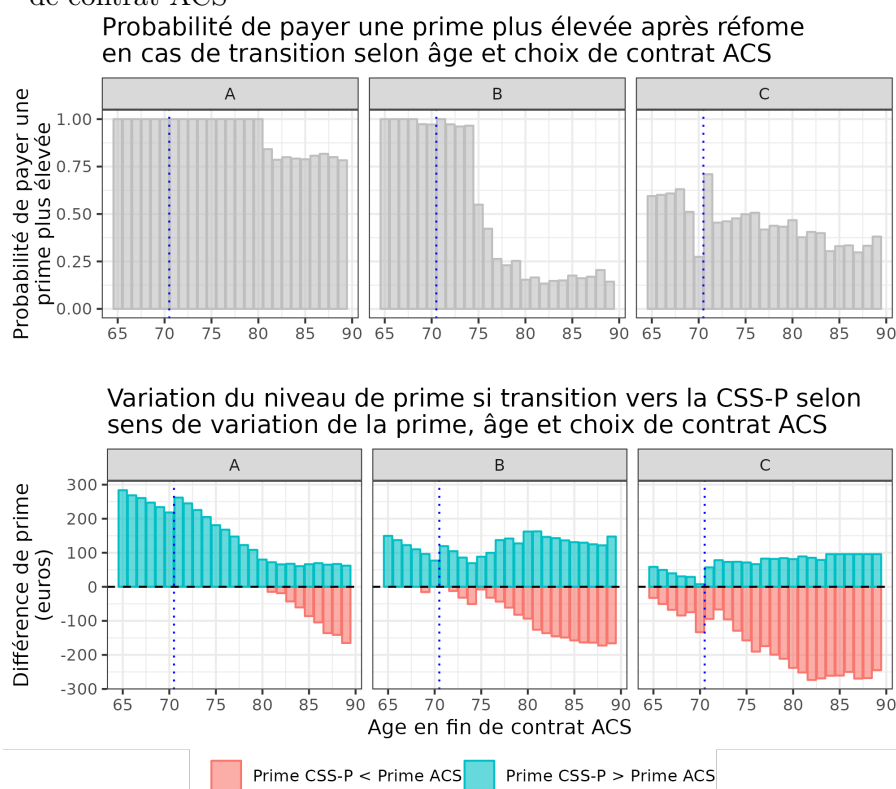
À niveau de contrat A, B ou C donné, la probabilité pour un assuré de voir sa prime augmenter en transitant vers la CSS-P et l'ampleur de la variation de cette prime fluctuent dans deux dimensions : l'âge (24 modalités) et le groupement d'organismes complémentaires auprès duquel le contrat ACS a été souscrit (11 modalités). La figure 2 indique

12. Elle peut aussi traduire de l'aléa moral si les assurés consomment moins de soins quand la part du prix des soins qui reste à leur charge augmente.

13. Rappelons que les dépenses sont présentées ici en base de remboursement, ce qui explique des dépenses dentaires modérées.

selon leur âge la part des assurés qui voient leur prime augmenter en transitant vers la CSS-P et les variations annuelles et potentielles de prime à la hausse (en bleu) ou à la baisse (en rouge) ¹⁴.

FIGURE 2 – Part de bénéficiaires d’un contrat ACS qui payent une prime plus élevée en transitant de l’ACS vers la CSS-P et variation annuelle de prime en transitant vers la CSS-P - par âge et par type de contrat ACS



Lecture : 100% des bénéficiaires d’un contrat ACS de type A âgés de 65 ans payent une prime plus élevée en recourant à la CSS-P. Cette hausse atteint en moyenne +280€/an.

Notes : La ligne verticale bleue marque la variation exogène de prime à 71 ans (voir figure 1).

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d’un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020. Calculs des auteurs.

Quel que soit leur âge, les anciens contrats A (le contrat le moins couvrant) ont une probabilité élevée de voir leur prime augmenter en transitant vers la CSS-P (toujours supérieure à 75%). Cette même probabilité est plus modérée pour les anciens bénéficiaires

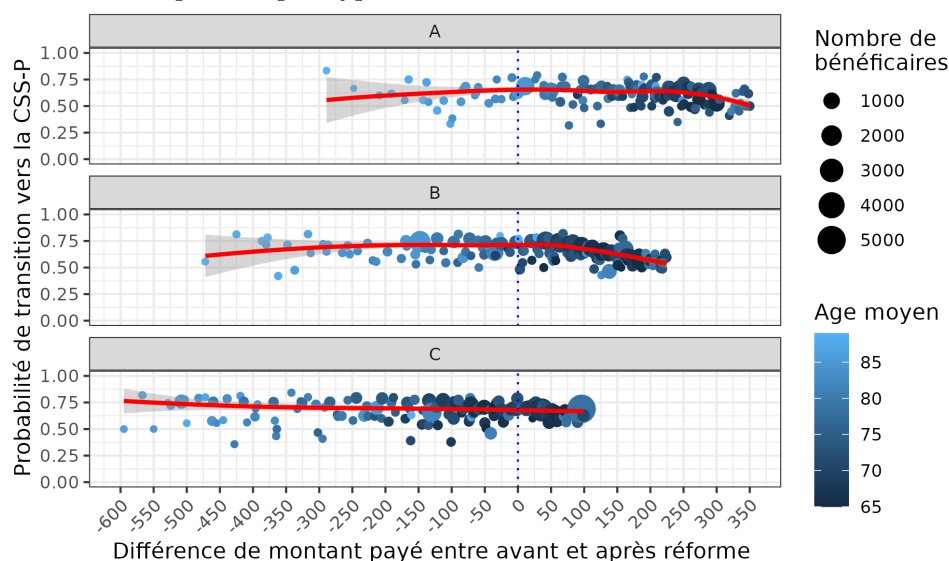
14. La figure A3 renseigne des mêmes informations que la figure 2 par groupement d’organismes complémentaires.

de contrats C qui voient leur prime augmenter avec une probabilité comprise entre 25% et 75% selon les âges. Enfin, c'est parmi les anciens bénéficiaires de contrats B que cette probabilité présente la plus grande hétérogénéité entre les âges : de presque 100% pour les individus de 65 ans à 74 ans, elle ne dépasse pas 25% pour les assurés de plus de 75 ans. La probabilité qu'ils voient leur prime augmenter en recourant à la CSS-P diminue globalement avec l'âge, quel que soit le type de contrat ACS précédemment souscrit. Ce résultat s'explique par l'existence de montants de prime ACS très élevés pour les plus âgés.

Les variations moyennes de prime annuelle en transitant vers la CSS-P n'excèdent pas +/-300€ quel que soient les âges, soit un montant équivalent à 3.4% de la borne basse de la fourchette d'éligibilité à la CSS-P pour une personne seule vivant en France métropolitaine en 2019 (i.e. 8 952€).

Les hausses moyennes de prime (en bleu) les plus importantes (>200€/an) concernent les anciens bénéficiaires de contrats A de 65 à 74 ans et dans une moindre mesure (>100€/an) presque tous les anciens bénéficiaires de contrats B de 65 à 89 ans et les anciens bénéficiaires de contrats A de 75 à 79 ans. À l'opposé, les baisses moyennes de prime les plus élevées (<-200€/an) concernent les anciens bénéficiaires de contrats C de plus de 77 ans. Les anciens bénéficiaires de contrats B de plus de 80 ans, les anciens bénéficiaires de contrats A de plus de 86 ans et les anciens bénéficiaires de contrats C de 73 à 77 ans ont des baisses moyennes de prime plus modérées ($\in [-200; -100]$ €/an). Globalement pour les autres assurés, les variations moyennes de prime annuelle n'excèdent pas plus de +/- 100€.

FIGURE 3 – Probabilité de transition vers la CSS-P sous trois mois selon les variations de prime - par type de contrat ACS



Note.s : La différence de prime correspond à la variation de la prime annuelle (en €) supportée par l'assuré s'il transite vers la CSS-P : la prime pour bénéficiaire de la CSS-P moins le reste à payer sur son contrat ACS passé. Chaque point représente la probabilité moyenne de transition vers la CSS-P (sous trois mois) par montant de variation de la prime (arrondi à l'euro près). La taille du point indique le nombre de bénéficiaires concernés par ce montant de variation. La couleur du point indique l'âge moyen des bénéficiaires concernés par ce montant de variation. Courbe de tendance calculée par régression locale (Loess), pondérée par les effectifs de chaque point. Intervalle de confiance à 95% en gris clair.

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020. Calculs des auteurs.

Quel que soit leur type de contrat ACS, la probabilité pour les assurés de recourir à la CSS-P au cours des trois mois suivants la fin de leur contrat ACS reste modérée : elle fluctue entre 61% et 71% (cf. ligne "%CSS-P à trois mois" du tableau 1)¹⁵. Les anciens bénéficiaires de contrats B et C qui voient leur prime augmenter en transitant vers la CSS-P ont des probabilités plus faibles de recourir à la CSS-P (respectivement de 66% et 67%) que ceux qui voient leur prime diminuer (respectivement de 71% et 69%). La figure 3 illustre la corrélation, par niveau de contrat ACS, entre les variations potentielles de la prime, l'âge et la probabilité de transiter vers la CSS-P sous trois mois. La probabilité de transition vers la CSS-P ne semble pas associée à l'âge, c'est-à-dire qu'entre 65 et 89 ans les assurés les plus jeunes (dont les besoins de soins sont plus faibles [4]) ne participent pas moins à la CSS-P. Elle semble en revanche être une fonction décroissante des variations de prime, mais seulement pour des hausses de prime supérieures à 200€/an pour les anciens bénéficiaires de contrats A et supérieures à 50€/an pour les anciens

15. À titre de comparaison, le taux de renouvellement sous trois mois des contrats ACS était de 66% pour les personnes de plus de 60 ans en 2017 [20].

bénéficiaires de contrats B. Parmi les anciens C, on observe une légère tendance négative de la probabilité de transition de l'ACS vers la CSS-P quand le montant des variations de prime augmente, que ces variations soient positives ou négatives.

5 Stratégie empirique

5.1 Régression par les moindres carrés ordinaires

Pour étudier si la hausse de l'effort financier demandé à certains anciens bénéficiaires de l'ACS est négativement associée à leur décision de transition de l'ACS vers la CSS-P, nous estimons par les moindres carrés ordinaires (MCO) les deux spécifications suivantes :

$$CSSP_{iagd,Q} = \alpha_{1Q} + \beta_{1Q} Prime_{iagd,Q}^+ + X'_{iagd,Q} \delta_{1Q} + \lambda_{1a,Q} + \mu_{1g,Q} + \eta_{1d,Q} + \epsilon_{1iagd,Q} \quad (1)$$

$$CSSP_{iagd,Q} = \alpha_{2Q} + \beta_{2Q}^+ \Delta prime_{iagd,Q}^+ + \beta_{2Q}^- \Delta prime_{iagd,Q}^- + X'_{iagd,Q} \delta_{2Q} + \lambda_{2a,Q} + \mu_{2g,Q} + \eta_{2d,Q} + \epsilon_{2iagd,Q} \quad (2)$$

pour $i = 1 \dots n$, $a = 65 \dots 89$, $g = 1 \dots 11$, $d = 1 \dots 100$, et $Q = A, B, C$

Où $CSS - P_{iagd,Q}$ correspond à la probabilité pour un individu i d'âge a , anciennement titulaire d'un contrat ACS de qualité Q chez le groupement d'organismes complémentaires g et vivant dans le département d de transiter vers la CSS-P au cours des trois mois suivants l'échéance de son contrat ACS. $Prime_{iagd,Q}^+$ est une variable indicatrice égale à 1 si l'individu voit son reste à payer sur sa prime augmenter s'il participe à la CSS-P. $\Delta prime_{iagd,Q}^+$ correspond à la variation de la prime vécue par l'assuré en transitant vers la CSS-P à condition que cette variation de la prime soit positive, et 0 sinon. Parallèlement $\Delta prime_{iagd,Q}^-$ correspond à la variation de la prime vécue par l'assuré en transitant vers la CSS-P à condition que cette variation de la prime soit négative, et 0 sinon. En incluant ces deux variables, le modèle autorise des effets asymétriques d'une variation de la prime à la hausse ou à la baisse sur la probabilité de participation à la CSS-P.

$X'_{iagd,Q}$ est un vecteur de caractéristiques individuelles incluant le sexe, les dépenses de santé en 2019¹⁶, les classes d'âge (65-69 ans ; 70-79 ans ; 80-89 ans), le bénéfice d'une ALD et le bénéfice de l'AAH. Nos mesures de l'état de santé peuvent être associées à la probabilité de transition vers la CSS-P : si ce sont les besoins en soins dentaires, en optique et en audiologie qui ont pu déterminer le choix de contrat ACS (A, B ou C), ce sont les besoins tous postes de soins confondus qui peuvent être associés à la décision de participer à la CSS-P.

Les estimations sont réalisées séparément par niveau de contrat ACS passé (A, B ou C) et comprennent des effets fixes âge ($\lambda_{a,Q}$) et des effets fixes groupements d'organismes complémentaires ($\mu_{g,Q}$)¹⁷. Nous incluons aussi des effets fixes départements ($\eta_{d,Q}$) qui contrôlent pour les caractéristiques inobservables de l'offre d'assurance communes à tous les assurés dans un même département.

Selon Abadie *et al.* [1], il serait arbitraire de choisir un niveau de *cluster* pour tenir compte de possibles corrélations entre les perturbations d'assurés de même âge, de même sexe, vivant dans le même département ou ayant souscrit leur contrat auprès du même groupement d'organismes complémentaires. Étant donné l'exhaustivité des données administratives mobilisées, il est préférable de ne pas inclure de *clusters* dans nos estimations [1]. En revanche, nous estimons des termes d'erreurs robustes à l'hétéroscédasticité des perturbations.

Des coefficients β_{1Q} significativement négatifs indiquent que les assurés qui voient leur prime augmenter en transitant vers la CSS-P ont une probabilité plus faible de recourir à la CSS-P que ceux qui voient leur prime diminuer, à variation de couverture et à état de santé donnés. Des coefficients β_{2Q}^+ (β_{2Q}^-) significativement négatifs (positifs) indiquent qu'une hausse de prime (une baisse de prime) est associée à une probabilité moins élevée (plus élevée) de transition vers la CSS-P.

Dans un second temps, nous ajoutons aux spécifications 1 et 2 des variables d'interaction entre les variables $Prime^+$, $\Delta prime^+$ et $\Delta prime^-$ et successivement le sexe, le fait d'appartenir au premier quintile de la distribution des dépenses totales de santé en 2019,

16. Les dépenses totales de santé sont incluses dans les modèles par une variable binaire égale à 1 si l'assuré appartient au 1^{er} quintile de la distribution des dépenses totales de santé en 2019 au sein des anciens titulaires d'un contrat de type A ou de type B ou de type C, et 0 sinon.

17. Ces derniers permettent de tenir compte des particularités des groupements d'organismes complémentaires (garanties supplémentaires, taille, communication à propos de la réforme, etc) susceptibles d'affecter la participation à la CSS-P.

la catégorie d'âge ou le statut de bénéficiaire d'une ALD. Ces estimations nous permettent de tester si les effets moyens estimés dans les spécifications 1 et 2 contiennent des biais d'agrégation et particulièrement de déterminer si des assurés en meilleure santé sont plus sensibles aux variations de prime, ce qui traduirait un problème de sélection à la marge extensive.

5.2 Régression par discontinuité

Une analyse toutes choses égales par ailleurs et par niveau de contrat (A, B et C) par les moindres carrés ordinaires supprime l'influence des variations de niveau de couverture et de l'état de santé observable sur les décisions de participation à la CSS-P. Elle ne contrôle pas en revanche pour une éventuelle endogénéité de nos variables $Prime^+$, $\Delta prime^+$ et $\Delta prime^-$. Cette source d'endogénéité provient d'une possible corrélation entre les variations de prime exploitées, qui sont issues de différences de prime initialement payée par les assurés en raison du statut plus ou moins dominé de leur contrat ACS, et des caractéristiques individuelles susceptibles d'affecter la demande d'assurance.

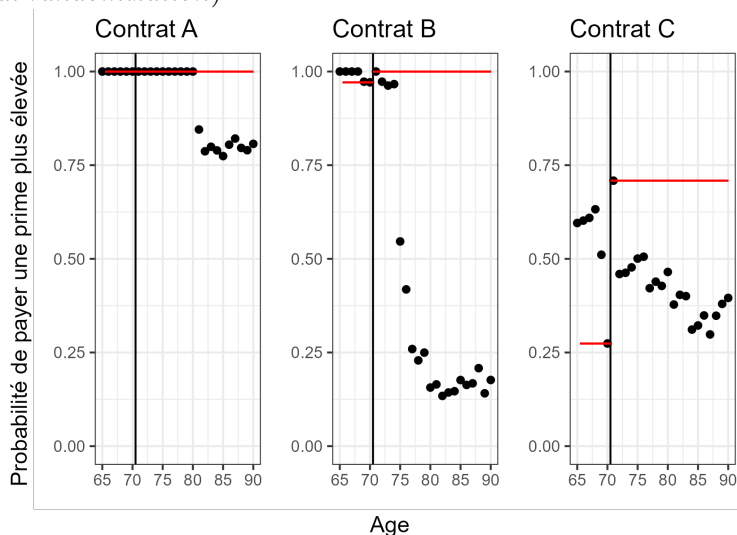
Pour en tenir compte, nous mobilisons une méthode de régression par discontinuité de type *fuzzy* qui exploite la variation exogène du montant de la prime de la CSS-P (de +60€ annuel) entre 69 ans et 70 ans (cf. figure 1). Dans les faits, la hausse de la prime est effective si le bénéficiaire a 70 ans révolus au 1^{er} janvier de l'année de souscription de son contrat, la discontinuité s'applique donc entre les assurés de 70 et de 71 ans.

5.2.1 Analyse de l'effet du sens de variation de la prime ($Prime^+$)

La figure 4 présente la probabilité de voir sa prime augmenter ($Prime^+$) en transitant de l'ACS vers la CSS-P en fonction de l'âge et pour chaque sous-échantillon (les anciens titulaires de contrats ACS de type A, B ou C).

D'après la figure 4, la probabilité que l'assuré voit sa prime augmenter ($Prime^+$) n'est pas une fonction continue de l'âge autour du seuil de 71 ans. Cette probabilité varie fortement d'un âge à un autre, notamment pour les anciens bénéficiaires du contrat ACS de type C. Pour cette raison, nous choisissons de ne pas estimer la relation entre l'âge et la variable $Prime^+$ avec un polynôme de degré n et nous préférons nous inscrire dans le cadre de la régression par discontinuité où le fait d'être de l'un ou de l'autre côté de la discontinuité (ici le fait de devoir payer une prime annuelle de 300€ ou de 360€) peut être considéré comme aléatoire (cadre de la *local randomization*).

FIGURE 4 – Probabilité de payer une prime plus élevée en transitant de l'ACS vers la CSS-P autour de 71 ans - par type de contrat ACS (*local randomization*)



Note.s : La variable sur l'axe des ordonnées correspond à la variable $Prime^+$ qui est égale à 1 si l'assuré voit sa prime de complémentaire augmenter s'il transite vers la CSS-P et 0 sinon. Les droites rouges représentent deux droites d'équation $y = a$ où a correspond à la probabilité moyenne de payer une prime plus élevée en transitant de l'ACS vers la CSS-P à 70 ans et 71 ans. Ce sont ces valeurs qui sont comparées pour l'analyse par discontinuité dans le cadre de la *local randomization*.

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020. Calculs des auteurs.

L'effet du traitement (i.e. payer une prime plus élevée en transitant vers la CSS-P) sur la probabilité de transition vers la CSS-P, est calculé comme la différence des probabilités moyennes de transition de chaque côté du seuil, parmi les observations se trouvant dans la fenêtre où nous considérons une assignation aléatoire du traitement (ici les assurés âgés de 70 et 71 ans).

La figure 4 représente la première étape de l'analyse : elle montre une discontinuité dans la probabilité de payer une prime plus élevée après la réforme autour du seuil de 71 ans pour les anciens bénéficiaires de contrats B et C mais pas pour les anciens bénéficiaires de contrats A¹⁸ qui sont par conséquent exclus de l'analyse.

Les lignes (1) et (2) du tableau A13 montrent qu'il existe bien un effet positif et significatif, pour les sous-échantillons B et C, de passer le seuil de 71 ans, sur la probabilité

18. L'absence de discontinuité à 71 ans dans le sous-échantillon des anciens bénéficiaires de contrats ACS de type A s'explique par le fait qu'aucun contrat ACS de type A pour des assurés de 70 et 71 ans n'était proposé à un prix compris entre 300€ et 360€ annuel après déduction de la subvention. Or ce n'est que dans ce cas que nous observerions une discontinuité de la probabilité que l'assuré voit sa prime augmenter à 71 ans.

de payer une prime plus élevée après la réforme.

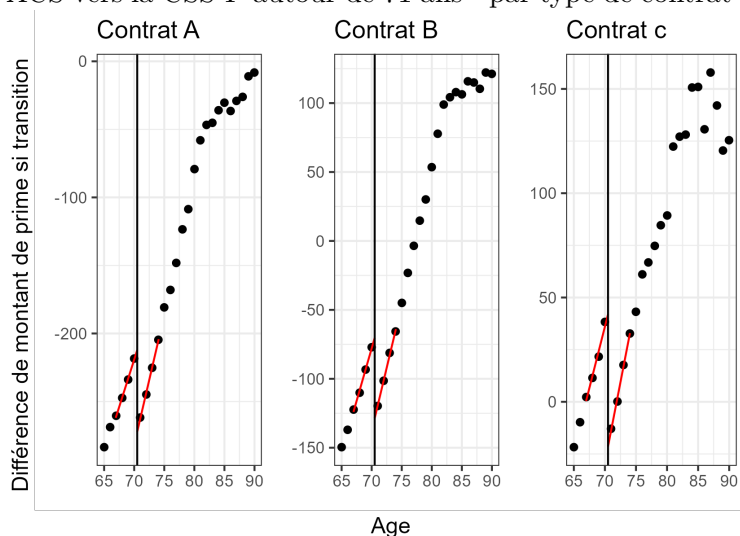
L'effet local du traitement sur la probabilité de transition correspond au ratio de l'effet estimé par la forme réduite¹⁹ sur l'effet estimé en première étape. Il est valable pour les *compliers*, ici les assurés âgés de 71 ans qui avaient souscrit des contrats ACS dont le reste à payer était compris entre 300€/an à 360€/an).

5.2.2 Analyse du montant de variation de la prime ($\Delta prime$)

La figure 5 présente la variation du montant de la prime ($\Delta prime$) en fonction de l'âge. Elle indique pour chaque sous-échantillon l'existence d'une discontinuité de la variation de la prime ($\Delta prime$) à 71 ans d'un montant d'environ 60€. Nous observons aussi que la variable ($\Delta prime$) augmente de manière continue avec l'âge avant et après le seuil. Il convient alors d'estimer les effets du montant de variation de la prime ($\Delta prime$) en suivant le cadre de la *continuity based approach* [9]. Cette approche suppose que la variable d'intérêt est une fonction continue de la *running variable*, qui correspond ici à l'âge [9]. Dans ce cas, une estimation par discontinuité de type *fuzzy* correspond à une estimation par variable instrumentale où la discontinuité à 71 ans peut être utilisée comme un instrument exclu de la variable considérée endogène au voisinage de la discontinuité.

19. La figure A5 représente la forme réduite, soit la probabilité de transition de l'ACS vers la CSS-P en fonction de l'âge. Elle est réalisée en utilisant les mêmes observations que pour la première étape.

FIGURE 5 – Variation moyenne du montant de prime si transition de l'ACS vers la CSS-P autour de 71 ans - par type de contrat ACS



Note.s : La variable sur l'axe des ordonnées correspond à la variable $\Delta prime$ c'est-à-dire à la variation de la prime annuelle (en €) supportée par l'assuré s'il transite vers la CSS-P : la prime pour bénéficier de la CSS-P moins le reste à payer sur son contrat ACS passé. Les droites rouges représentent deux droites d'équation $y = a + b * \hat{age}$ au voisinage de 71 ans (avec un *bandwith* de 4 années de chaque côté du seuil). Elles sont utilisées pour l'analyse par discontinuité dans le cadre de la *continuity based approach*.
Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020. Calculs des auteurs.

Plus précisément, nous estimons en première étape :

$$\Delta prime_{i,Q} = \alpha_{3Q} + \rho_{3Q} * \hat{age}_{i,Q} + \gamma_{3Q} * \hat{age}_{i,Q} * \mathbb{1}_{\hat{age}_{i,Q} \geq 71} + \tau_{3Q} \mathbb{1}_{\hat{age}_{i,Q} \geq 71} + \epsilon_{3i,Q} \quad (3)$$

pour $i = 1 \dots n'$ et $Q = A, B, C$

Où $\Delta prime_{i,Q}$ correspond au montant de variation de la prime vécue par l'individu i s'il transite vers la CSS-P. $\hat{age}_{i,Q}$ (la *running variable*) correspond à l'âge de l'individu i , il est exprimé en années. $\mathbb{1}_{\hat{age} \geq 71}$ est une indicatrice égale à 1 si l'individu i a au moins 71 ans, et 0 sinon. Nous autorisons la relation entre l'âge et $\Delta prime_{i,Q}$ à différer de chaque côté du seuil grâce à l'inclusion du terme d'interaction $\hat{age}_{i,Q} * \mathbb{1}_{\hat{age}_{i,Q} \geq 71}$. En observant le graphique 5, nous retenons un polynôme de degré 1 pour décrire la relation entre l'âge et la variable $\Delta prime$.

Les résultats de la première étape, qui peuvent être lus dans les lignes (1) à (3) du tableau A14, confirment ce que nous avons vu par lecture graphique, soit un saut positif et significatif à 71 ans du montant de variation de la prime d'environ 60€ pour les trois

sous-échantillons.

Nous estimons en deuxième étape :

$$CSS - P_{i,Q} = \alpha_{4Q} + \rho_{4Q} * \hat{age}_{i,Q} + \gamma_{4Q} * \hat{age}_{i,Q} * \mathbb{1}_{\hat{age}_{i,Q} \geq 71} + \pi_{4Q} \Delta prime_{i,Q} + \epsilon_{4i,Q} \quad (4)$$

pour $i = 1 \dots n$ et $Q = A, B, C$

Où la variable $\Delta prime_{i,Q}$ traitée comme endogène est instrumentée par la variable $\mathbb{1}_{\hat{age} \geq 71} \cdot \pi_{4Q}$ s'interprète comme l'effet causal d'une hausse de prime de +60€ en transitant de l'ACS vers la CSS-P sur la probabilité de participation à la CSS-P des assurés âgés de 71 ans.

5.2.3 Tests de falsification des hypothèses de la régression par discontinuité

Isoler l'effet causal d'une variation positive de prime ($Prime^+$) ou d'une variation du montant de la prime ($\Delta prime$) à 71 ans suppose que les caractéristiques des assurés soient aléatoires ou continues, selon le cadre de la régression par discontinuité utilisé, au passage du seuil. L'évidence graphique de la validité de cette hypothèse est disponible pour le statut d'ALD, pour le bénéfice de l'AAH, pour le niveau des dépenses de santé passées et pour le sexe aux figures A7, A8, A9 et A10 dans le cadre de la *local randomization* et aux figures A11, A12, A13 et A14 dans le cadre de la *continuity based approach*.

Les tableaux A15 et A16 indiquent l'effet de passer le seuil sur les différentes caractéristiques individuelles observables. Ces résultats confirment qu'il n'y a aucun effet significatif du passage du seuil sur les caractéristiques individuelles, hormis pour la probabilité de bénéficier d'au moins une ALD (avec un risque de première espèce de 5%) dans le sous-échantillon des anciens bénéficiaires de contrat B et seulement dans le cadre de la *local randomization*.

6 Résultats

6.1 Résultats par les moindres carrés ordinaires

6.1.1 Analyse principale de l'association entre les variations de prime et la participation à la complémentaire santé solidaire avec participation financière

TABLE 2 – Résultats des estimations de l'équation 1

	A	A	B	B	C	C
Constante	0.60*** (0.05)	0.57*** (0.05)	0.73*** (0.03)	0.72*** (0.03)	-0.09*** (0.02)	-0.09*** (0.02)
Femme (ref=Homme)	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.02*** (0.01)
AAH (ref=Non)		0.00 (0.03)		-0.01 (0.02)		-0.00 (0.01)
ALD (ref=Non)		-0.04*** (0.01)		-0.03*** (0.01)		-0.04*** (0.01)
Dépenses>Q1 (ref=Q1)		0.07*** (0.01)		0.04*** (0.01)		0.05*** (0.01)
70-79 ans (ref=65-69 ans)		0.12*** (0.03)		0.07*** (0.02)		0.06** (0.02)
80-89 ans (ref=65-69 ans)		0.11*** (0.03)		0.03 (0.03)		0.05 (0.03)
<i>Prime</i> ⁺	0.01 (0.02)	0.02 (0.02)	-0.02 (0.01)	-0.02 (0.01)	-0.00 (0.01)	-0.00 (0.01)
Effets fixes âge	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Effets fixes groupement d'OC	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Effets fixes département	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Adj. R ²	0.05	0.05	0.06	0.06	0.05	0.05
N	16 798	16 798	29 201	29 201	38 835	38 835

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

AAH. Allocation aux adultes handicapés ; ALD. Affection longue durée ; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : La variable *Prime*⁺ est égale à 1 si l'assuré voit sa prime de complémentaire augmenter s'il transite vers la CSS-P et 0 sinon. La variable Dépenses>Q1 est une indicatrice égale à 1 si l'assuré appartient aux quintiles 2, 3, 4 ou 5 de la distribution des dépenses de santé en 2019.

Lecture : Les femmes anciennement bénéficiaires d'un contrat ACS de type A transitent plus souvent que les hommes vers la CSS-P (+ 5 points de pourcentage).

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

Les tableaux 2 et 3 indiquent que les femmes transitent significativement plus que les hommes vers la CSS-P, cette différence est estimée de 2 à 5 points de pourcentage. Ce résultat peut être expliqué par une plus grande disposition à payer des femmes pour s'assurer étant donné que leurs dépenses de santé, leurs besoins de soins et leurs préférences pour la santé sont plus élevés [33].

Quel que soit le type de contrat ACS passé, les assurés de 70 à 79 ans transitent significativement plus vers la CSS-P que les assurés de 65 à 69 ans. Les résultats montrent également une association positive entre la probabilité de transition vers la CSS-P et les

dépenses de santé passées : quel que soit le niveau de contrat ACS, les assurés appartenant au premier quintile de la distribution des dépenses de santé en 2019 transitent significativement moins vers la CSS-P que les assurés appartenant aux quintiles supérieurs (de -4 à -7 points de pourcentage). En effet les bénéficiaires qui ont eu des dépenses de santé plus élevées par le passé sont sans doute en plus mauvais état de santé et plus disposés à effectuer les démarches pour rester dans le dispositif et conserver la couverture du ticket modérateur sur leurs soins en ville et à l'hôpital. Ils peuvent aussi présenter une plus grande aversion au risque ou une plus grande préférence pour la santé, expliquant à la fois qu'ils participent plus à la CSS-P et qu'ils ont consommé plus de soins dans le passé.

La probabilité de transition vers la CSS-P des bénéficiaires d'une ALD est significativement plus faible que celle des assurés qui ne bénéficient pas de ce statut, quel que soit le type de contrat ACS passé souscrit (A, B ou C). Cette corrélation semble indiquer qu'à état de santé donné, un meilleur remboursement par l'assurance maladie de certains soins, réduit l'incitation des assurés à participer à la CSS-P.

En admettant un seuil de risque de première espèce de 5%, la partie inférieure du tableau 2 indique que, quel que soit leur contrat ACS passé (A, B ou C), les assurés qui voient leur prime augmenter en recourant à la CSS-P ne participent pas moins à la CSS-P. Dans le tableau 3 nous n'observons pas d'association significative entre les montants de variation de la prime et la participation à la CSS-P pour les sous-échantillons des anciens bénéficiaires de contrats A ou C mais que les anciens bénéficiaires de contrats B transitent moins vers la CSS-P quand leur prime annuelle augmente de 100€ (-2 points de pourcentage). Tous ces résultats ne sont pas affectés par l'inclusion du sexe et de nos mesures de l'état de santé dans les analyses.

En moyenne, les anciens bénéficiaires de l'ACS sont peu sensibles - voire pas sensibles - à des variations de leur prime d'assurance dans leur décision de participations à la CSS-P.

TABLE 3 – Résultats des estimations de l'équation 2

	A	A	B	B	C	C
Constante	0.59*** (0.05)	0.56*** (0.05)	0.74*** (0.03)	0.73*** (0.03)	-0.09*** (0.02)	-0.09*** (0.02)
Femme (ref=Homme)	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.02*** (0.01)
AAH (ref=Non)		0.00 (0.03)		-0.01 (0.02)		-0.00 (0.01)
ALD (ref=Non)		-0.04*** (0.01)		-0.03*** (0.01)		-0.04*** (0.01)
Dépenses>Q1 (ref=Q1)		0.07*** (0.01)		0.04*** (0.01)		0.05*** (0.01)
70-79 ans (ref=65-69 ans)		0.14*** (0.03)		0.05* (0.02)		0.06** (0.02)
80-89 ans (ref=65-69 ans)		0.13*** (0.04)		0.00 (0.03)		0.05 (0.03)
Δ prime ⁺ (*100e)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.02* (0.01)	-0.02* (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)
Δ prime ⁻ (*100e)	-0.00 (0.02)	-0.01 (0.02)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
Effets fixes âge	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Effets fixes groupement d'OC	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Effets fixes département	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Adj. R ²	0.05	0.05	0.06	0.06	0.05	0.05
N	16 798	16 798	29 201	29 201	38 835	38 835

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

AAH. Allocation aux adultes handicapés; ALD. Affection longue durée; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : La variable Δ prime correspond à la variation de la prime annuelle (en €) supportée par l'assuré s'il transite vers la CSS-P : la prime pour bénéficiaire de la CSS-P moins le reste à payer sur son contrat ACS passé. La variable Dépenses>Q1 est une indicatrice égale à 1 si l'assuré appartient aux quintiles 2, 3, 4 ou 5 de la distribution des dépenses de santé en 2019.

Lecture : Les femmes anciennement bénéficiaires d'un contrat ACS de type A transitent plus souvent que les hommes vers la CSS-P (+ 5 points de pourcentage).

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

6.1.2 Analyse de l'hétérogénéité de l'association entre les variations de prime et la participation à la CSS-P

Les tableaux 4 et 5 détaillent les résultats des régressions quand nous autorisons un effet différencié du sens et des montants de variation de la prime sur le taux de participation à la CSS-P selon que les assurés appartiennent ou non au premier quintile de la distribution des dépenses de santé en 2019.

TABLE 4 – Résultats des estimations de l'équation 1 - avec interaction entre $Prime^+$ et le 1^{er} quintile de la distribution des dépenses de santé passées

	A	B	C
Constante	0.54*** (0.07)	0.74*** (0.04)	-0.09*** (0.02)
Femme (ref=Homme)	0.05*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.02*** (0.01)
AAH (ref=Non)	0.00 (0.03)	-0.01 (0.02)	0.00 (0.01)
ALD (ref=Non)	-0.04*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.04*** (0.01)
Dépenses>Q1 (ref=Q1)	0.11 (0.06)	0.01 (0.01)	0.02** (0.01)
70-79 ans (ref=65-69 ans)	0.12*** (0.03)	0.07*** (0.02)	0.06** (0.02)
80-89 ans (ref=65-69 ans)	0.11*** (0.03)	0.04 (0.03)	0.05 (0.03)
Prime ⁺	0.06 (0.06)	-0.05** (0.02)	-0.04** (0.01)
Prime ⁺ x Dépenses >Q1	-0.04 (0.06)	0.04* (0.02)	0.04*** (0.01)
Effets fixes âge	✓	✓	✓
Effets fixes groupement d'OC	✓	✓	✓
Effets fixes département	✓	✓	✓
Adj. R ²	0.05	0.06	0.05
N	16 798	29 201	38 835

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

AAH. Allocation aux adultes handicapés; ALD. Affection longue durée; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : La variable $Prime^+$ est égale à 1 si l'assuré voit sa prime de complémentaire augmenter s'il transite vers la CSS-P et 0 sinon. La variable Dépenses>Q1 est une indicatrice égale à 1 si l'assuré appartient aux quintiles 2, 3, 4 ou 5 de la distribution des dépenses de santé en 2019.

Lecture : Les femmes anciennement bénéficiaires d'un contrat ACS de type A transitent plus souvent que les hommes vers la CSS-P (+ 5 points de pourcentage).

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

TABLE 5 – Résultats des estimations de l'équation 2 - avec interaction entre $\Delta prime$ et le 1^{er} quintile de la distribution des dépenses de santé passées

	A	B	C
Constante	0.58*** (0.05)	0.75*** (0.03)	-0.10*** (0.02)
Femme (ref=Homme)	0.05*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.02*** (0.01)
AAH (ref=Non)	0.00 (0.03)	-0.01 (0.02)	-0.00 (0.01)
ALD (ref=Non)	-0.04*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.04*** (0.01)
Dépenses>Q1 (ref=Q1)	0.05* (0.02)	0.02 (0.01)	0.04*** (0.01)
70-79 ans (ref=65-69 ans)	0.14*** (0.03)	0.05* (0.02)	0.05** (0.02)
80-89 ans (ref=65-69 ans)	0.13*** (0.04)	0.00 (0.03)	0.04 (0.03)
$\Delta prime^+$ (*100e)	0.00 (0.01)	-0.04** (0.01)	-0.04 (0.02)
$\Delta prime^-$ (*100e)	-0.06 (0.06)	0.02 (0.02)	0.01 (0.01)
$\Delta prime^+$ (*100e) x Dépenses>Q1	0.01 (0.01)	0.02 (0.01)	0.04* (0.02)
$\Delta prime^-$ (*100e) x Dépenses>Q1	0.06 (0.06)	-0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)
Effets fixes âge	✓	✓	✓
Effets fixes groupement d'OC	✓	✓	✓
Effets fixes département	✓	✓	✓
Adj. R ²	0.05	0.06	0.05
N	16 798	29 201	38 835

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

AAH. Allocation aux adultes handicapés ; ALD. Affection longue durée ; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : La variable $\Delta prime$ correspond à la variation de la prime annuelle (en €) supportée par l'assuré s'il transite vers la CSS-P : la prime pour bénéficiaire de la CSS-P moins le reste à payer sur son contrat ACS passé. La variable Dépenses>Q1 est une indicatrice égale à 1 si l'assuré appartient aux quintiles 2, 3, 4 ou 5 de la distribution des dépenses de santé en 2019.

Lecture : Les femmes anciennement bénéficiaires d'un contrat ACS de type A transitent plus souvent que les hommes vers la CSS-P (+ 5 points de pourcentage).

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

Les résultats indiquent que les personnes avec de faibles dépenses de santé sont plus sensibles à des variations de prime dans leur décision de transition vers la CSS-P. Plus précisément, nous observons pour les sous-échantillons des anciens bénéficiaires des contrats B et C que les assurés qui appartiennent au premier quintile des dépenses de santé participent moins à la CSS-P quand ils voient leur prime augmenter (de respectivement -4 et -5 points de pourcentage). Le coefficient estimé est significativement plus faible que pour les assurés avec des dépenses de santé supérieures au premier quintile : la différence atteint 5

points de pourcentage pour les anciens titulaires de contrats B et 4 points de pourcentage pour les anciens titulaires de contrats C. Elle est significative en admettant des risques de première espèce respectivement inférieurs à 5% et 0.1%. Le tableau 5 confirme que les assurés en meilleure santé sont plus sensibles aux variations de prime. Pour les anciens bénéficiaires de contrats B, une hausse de prime de 100€ est associée à une diminution de 4 points de pourcentage de la probabilité de participer à la CSS-P. Et parmi les anciens bénéficiaires d'un contrat C, les assurés qui appartiennent au premier quintile de dépenses en 2019 ont une probabilité plus faible de participer à la CSS-P quand leur prime augmente de 100€ (-4 points de pourcentage) que les assurés avec des dépenses plus élevées (i.e. appartenant au 2^{ème}, 3^{ème}, 4^{ème} ou 5^{ème} quintile de la distribution des dépenses).

Tout comme pour le niveau des dépenses de santé passées, l'association entre les variations de prime et la probabilité de transition vers la CSS-P est hétérogène selon le statut d'ALD. Pour le sous-échantillon des anciens titulaires de contrats de type B et particulièrement pour les assurés qui ne bénéficient pas d'une ALD, le tableau 6 fait apparaître une association significative et négative entre une hausse de prime pour participer à la CSS-P et la probabilité de transition vers le nouveau dispositif (de -4 points de pourcentage). Au sein des échantillons B et C, cette association est significativement différente entre les bénéficiaires et les non-bénéficiaires d'une ALD : les bénéficiaires d'une ALD qui voient leur prime augmenter ont une probabilité de participer à la CSS-P significativement plus élevée que les non-ALD. Ces différences atteignent 3 points de pourcentage pour les anciens bénéficiaires de contrats B et 2 points de pourcentage pour les anciens bénéficiaires de contrats C, elles sont significatives avec des risques de première espèce respectivement inférieurs à 1% et 5%. Dans le tableau 7, nous observons aussi que la probabilité de participation à la CSS-P est plus faible pour les non bénéficiaires d'une ALD : une hausse de 100€ de la prime annuelle correspond à une baisse de 4 points de pourcentage de la probabilité de participer à la CSS-P pour les non-ALD. Enfin, on observe un effet différencié d'une baisse de prime annuelle de 100€ sur la probabilité de transition vers la CSS-P selon le statut ALD : les assurés anciennement couverts par des contrats B et C et titulaires d'une ALD transitent plus vers la CSS-P que les non bénéficiaires d'une ALD quand leur prime d'assurance diminue, cette différence atteint 3 et 4 points de pourcentage.

TABLE 6 – Résultats des estimations de l'équation 1 - avec interaction entre $Prime^+$ et le statut ALD

	A	B	C
Constante	0.56*** (0.05)	0.74*** (0.03)	-0.09*** (0.02)
Femme (ref=Homme)	0.05*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.02*** (0.01)
AAH (ref=Non)	0.00 (0.03)	-0.01 (0.02)	-0.00 (0.01)
ALD (ref=Non)	-0.02 (0.04)	-0.06*** (0.01)	-0.06*** (0.01)
Dépenses>Q1 (ref=Q1)	0.07*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.05*** (0.01)
70-79 ans (ref=65-69 ans)	0.12*** (0.03)	0.07*** (0.02)	0.06** (0.02)
80-89 ans (ref=65-69 ans)	0.11*** (0.03)	0.03 (0.03)	0.05 (0.03)
Prime ⁺	0.03 (0.04)	-0.04** (0.01)	-0.02 (0.01)
Prime ⁺ x ALD	-0.02 (0.04)	0.03** (0.01)	0.02* (0.01)
Effets fixes âge	✓	✓	✓
Effets fixes groupement d'OC	✓	✓	✓
Effets fixes département	✓	✓	✓
Adj. R ²	0.05	0.06	0.05
N	16 798	29 201	38 835

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

AAH. Allocation aux adultes handicapés; ALD. Affection longue durée; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : La variable $Prime^+$ est égale à 1 si l'assuré voit sa prime de complémentaire augmenter s'il transite vers la CSS-P et 0 sinon. La variable Dépenses>Q1 est une indicatrice égale à 1 si l'assuré appartient aux quintiles 2, 3, 4 ou 5 de la distribution des dépenses de santé en 2019.

Lecture : Les femmes anciennement bénéficiaires d'un contrat ACS de type A transitent plus souvent que les hommes vers la CSS-P (+ 5 points de pourcentage).

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

TABLE 7 – Résultats des estimations de l'équation 2 - avec interaction entre $\Delta prime$ et le statut ALD

	A	B	C
Constante	0.58*** (0.05)	0.75*** (0.03)	-0.09*** (0.02)
Femme (ref=Homme)	0.05*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.02*** (0.01)
AAH (ref=Non)	0.00 (0.03)	-0.01 (0.02)	-0.00 (0.01)
ALD (ref=Non)	-0.06*** (0.02)	-0.06*** (0.01)	-0.06*** (0.01)
Dépenses>Q1 (ref=Q1)	0.07*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.05*** (0.01)
70-79 ans (ref=65-69 ans)	0.14*** (0.03)	0.05* (0.02)	0.06** (0.02)
80-89 ans (ref=65-69 ans)	0.13*** (0.04)	0.00 (0.03)	0.05 (0.03)
$\Delta prime^+$ (*100e)	0.00 (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.03 (0.02)
$\Delta prime^-$ (*100e)	-0.08* (0.04)	0.01 (0.01)	-0.00 (0.00)
$\Delta prime^+$ (*100e) x ALD	0.10* (0.05)	0.00 (0.01)	0.00 (0.00)
$\Delta prime^-$ (*100e) x ALD	0.01 (0.01)	0.03** (0.01)	0.04* (0.02)
Effets fixes âge	✓	✓	✓
Effets fixes groupement d'OC	✓	✓	✓
Effets fixes département	✓	✓	✓
Adj. R ²	0.05	0.06	0.05
N	16 798	29 201	38 835

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

AAH. Allocation aux adultes handicapés; ALD. Affection longue durée; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : La variable $\Delta prime$ correspond à la variation de la prime annuelle (en €) supportée par l'assuré s'il transite vers la CSS-P : la prime pour bénéficiaire de la CSS-P moins le reste à payer sur son contrat ACS passé. La variable Dépenses>Q1 est une indicatrice égale à 1 si l'assuré appartient aux quintiles 2, 3, 4 ou 5 de la distribution des dépenses de santé en 2019.

Lecture : Les femmes anciennement bénéficiaires d'un contrat ACS de type A transitent plus souvent que les hommes vers la CSS-P (+ 5 points de pourcentage).

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

Les besoins de soins et les préférences pour la santé plus élevés des femmes [33], peuvent induire qu'elles sont moins sensibles que les hommes à des variations de leur prime dans leur décision de participation à la CSS-P. Les résultats des tableaux A3 et A4 rejettent cette hypothèse : nous n'observons aucune différence de sensibilité aux variations de prime entre hommes et femmes. Tout comme pour le sexe, il n'y a pas de différences significatives entre les classes d'âge (cf. tableaux A5 et A6).

Pour résumer, nous ne trouvons pas d'effet différencié des variations de prime selon l'âge et le sexe mais nous observons des effets hétérogènes selon le niveau des dépenses de santé passées et le statut d'ALD, tous deux des indicateurs de l'état de santé. Les résultats montrent que les assurés en meilleure santé sont plus sensibles que les autres assurés aux variations de prime induites par la réforme de la CSS-P dans leur décision de participation au nouveau programme : ils sont moins disposés à payer une prime plus élevée pour participer à la CSS-P. Ce résultat suggère l'existence d'un phénomène de sélection à la marge extensive sur le marché français de la complémentaire subventionnée.

6.2 Résultats des régressions par discontinuité

Pour estimer l'effet causal du sens et du montant des variations de prime en transitant de l'ACS vers la CSS-P sur le taux de participation à la CSS-P, nous exploitons la variation exogène de la prime pour bénéficier de la CSS-P de +60€ à 71 ans (cf. figure 1). Les dernières lignes des tableaux A13 et A14 n'indiquent aucun effet significatif du sens et du montant des variations de prime sur la probabilité de participer à la CSS-P des assurés âgés de 71 ans. Ce résultat est valable quel que soit leur précédent type de contrat ACS (A, B ou C).²⁰. Ces résultats ne sont valables que parmi les *compliers*, c'est-à-dire les assurés âgés de 71 ans qui avaient souscrit des contrats ACS dont le reste à payer annuel était compris entre 300€ et 360€ .

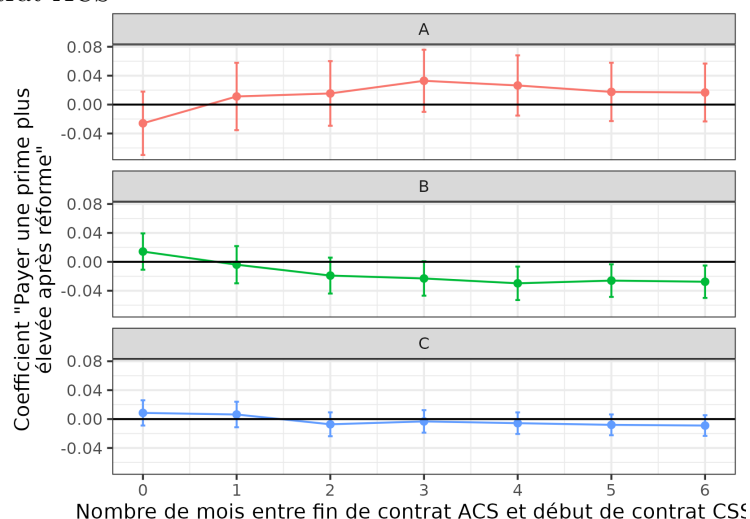
6.3 Tests de robustesse

Dans cette section, nous testons si les résultats des équations 1 et 2 varient quand nous étudions les taux de transition de l'ACS vers la CSS-P sur des délais variant de 3 jours à 6 mois. Pour chacun des trois sous-échantillons (A, B et C), les résultats des estimations pour les variables $Prime^+$, $\Delta prime^+$ et $\Delta prime^-$ peuvent être lus dans les figures 6 et 7. Les résultats détaillés sont disponibles dans les tableaux A7, A8, A9, A10, A11 et A12. Quel que soit le délai retenu pour étudier la transition vers la CSS-P, les anciens bénéficiaires de contrats ACS de types A et C ne sont en moyenne pas sensibles à une hausse potentielle de leur prime dans leur choix de participer à la CSS-P. En revanche, prendre un délai de transition pouvant aller jusqu'à 4, 5 ou 6 mois fait apparaître que les anciens titulaires de contrats de type B qui voient leur prime augmenter au passage de la réforme ont une probabilité plus faible de participer à la CSS-P que ceux qui voient leur prime

20. Rappelons que l'absence de discontinuité dans la probabilité que les assurés anciennement titulaires de contrats A voient leur prime augmenter autour du seuil de 71 ans interdit d'estimer cet effet dans ce sous-échantillon.

diminuer ; cette différence atteint 3 points de pourcentage et elle est significative avec un risque de première espèce de 5%. En ce qui concerne les montants de variations de prime, la modification de l'horizon temporel ne fait apparaître aucun nouveau résultat : parmi le sous-échantillon des anciens bénéficiaires de contrats B, une hausse de prime annuelle de 100€ est associée à une réduction de 2 à 3 points de pourcentage de la probabilité de participer à la CSS-P sur un délai de 2 à 6 mois. Ces coefficients sont significatifs avec un risque de première espèce inférieure à 1%. Pour les sous-échantillons qui avaient choisi des contrats de type B et C, les coefficients restent non significatifs.

FIGURE 6 – Coefficients estimés pour la variable $Prime^+$ dans l'équation 1 - selon le délai de transition considéré après la fin du contrat ACS

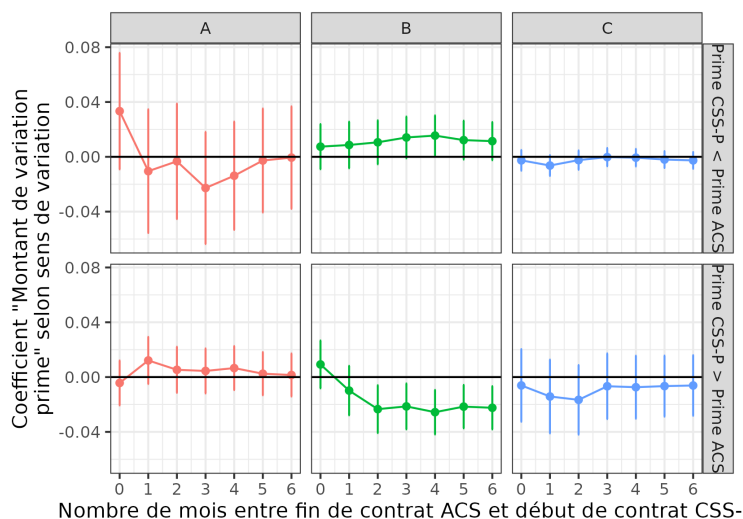


Note.s : Les coefficients indiqués correspondent à ceux de la variable $Prime^+$ qui est égale à 1 si l'assuré voit sa prime de complémentaire augmenter s'il transite vers la CSS-P et 0 sinon. Le point à 0 mois sur l'axe des abscisses donne le coefficient pour la variable "avoir transité de l'ACS vers la CSS-P trois jours après la fin du contrat ACS". Les barres verticales représentent les intervalles de confiance à 95%.

Lecture : Les assurés qui étaient titulaires de contrats de type A et qui voient leur prime augmenter en recourant à la CSS-P ne recourent pas moins à la CSS-P au cours des trois jours suivants la fin de leur contrat ACS que ceux qui voient leur prime baisser (en admettant un seuil de risque de première espèce de 5%).

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

FIGURE 7 – Coefficients estimés pour les variables $\Delta prime^+$ et $\Delta prime^-$ dans l'équation 2 - selon le délai de transition considéré après la fin du contrat ACS



Note.s : La partie supérieure de la figure indique les coefficients estimés pour la variable $\Delta prime^-$ et la partie inférieure de la figure indique les coefficients estimés pour la variable $\Delta prime^+$. Le point à 0 mois sur l'axe des abscisses donne le coefficient pour la variable "avoir transité de l'ACS vers la CSS-P trois jours après la fin du contrat ACS". Les barres verticales représentent les intervalles de confiance à 95%.

Lecture : Les variations de primes vécues par les assurés qui étaient titulaires de contrats de type A ne sont pas significativement associées à leur probabilité de transition vers la CSS-P au cours des trois jours suivants la fin de leur contrat ACS (en admettant un seuil de risque de première espèce de 5%).

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

7 Conclusion

Pour les assurés justes au-dessus du seuil d'éligibilité à la complémentaire santé solidaire dans sa partie gratuite (ex CMU-C) maintenant éligibles à la CSS avec participation financière (ex ACS), la réforme de la CSS mise en place le 1^{er} novembre 2019 a supprimé les trois anciens contrats qui étaient proposés par l'ACS pour n'en garder qu'un seul plus couvrant sur les soins dentaires, l'optique et l'audiologie. Par cette simplification, la réforme oblige une part importante des assurés ACS à payer une prime plus élevée pour rester couverts par une assurance complémentaire (i.e. garder une prise en charge du ticket modérateur sur leurs soins essentiels).

À partir des données du Système national des données de santé (SNDS), nous avons sélectionné tous les anciens bénéficiaires de l'ACS âgés de 65 à 89 ans dont le contrat

ACS a pris fin au cours des trois premiers mois de mise en place de la réforme de la CSS. Puis nous avons étudié si les hausses de prime induites par la réforme ont pu nuire à la couverture de la population ciblée en décourageant certains assurés à participer à la CSS avec participation financière (CSS-P). Deux méthodes économétriques distinctes ont été mobilisées : une régression par les moindres carrés ordinaires (MCO) et une régression par discontinuité. Avec des estimations par les MCO, nous comparons la probabilité de participer à la CSS-P des assurés (a) selon qu'ils voient leur prime diminuer et leur niveau de couverture augmenter avec la réforme (i.e. n'ont aucune raison de sortir du dispositif) ou qu'ils voient leur prime et leur niveau de couverture augmenter (i.e. doivent arbitrer entre ces deux dimensions) et (b) selon les variations individuelles des montants de prime induites par la réforme. Dans un second temps, nous admettons une possible endogénéité des variations individuelles de prime en estimant une régression par discontinuité de type *fuzzy*. Cette deuxième méthode exploite une hausse exogène de la prime pour bénéficier de la CSS-P de 300€ à 360€ à 71 ans.

En moyenne, nous trouvons peu de preuves que l'augmentation de l'effort financier demandé à certains assurés ait pu réduire leur décision de participation à la CSS-P. Plus précisément, les résultats obtenus par les MCO montrent seulement une association négative et significative entre une hausse de prime et la probabilité de participer à la CSS-P parmi le sous-échantillon des anciens titulaires de contrats ACS de type B : une hausse de la prime annuelle de 100€ est associée à une baisse de la probabilité de participer à la CSS-P de 2 points de pourcentage, cette association est significative avec un risque de première espèce inférieur à 5%.

Cependant, en autorisant une hétérogénéité de l'effet des variations de prime selon l'état de santé (i.e. selon le risque maladie), nos résultats indiquent que les assurés en meilleure santé (i.e. non bénéficiaire d'une ALD ou appartenant au premier quintile de la distribution des dépenses de santé en 2019) sont plus sensibles aux variations de prime que les assurés en plus mauvaise santé. D'une part les assurés anciennement couverts par des contrats de type B et C et appartenant au premier quintile des dépenses de santé en 2019 qui voient leur prime augmenter en participant au nouveau dispositif ont une probabilité significativement plus faible de rester dans le programme (respectivement - 5 et -4 points de pourcentage pour les anciens bénéficiaires des contrats B et C) que ceux qui voient leur prime diminuer. Et en admettant des seuils de risque de première espèce de 5%, cette association est significativement différente pour les assurés qui ont eu

des dépenses de santé plus élevées par le passé. D'autre part, parmi les sous-échantillons des anciens titulaires de contrats B et C, les assurés qui ne bénéficient pas d'une ALD ont une probabilité plus faible de participer à la CSS-P quand leur prime augmente que les bénéficiaires d'une ALD. Ces différences atteignent respectivement 3 et 2 points de pourcentage et sont significatives avec des risques de première espèce inférieurs à 1% et à 5%. La régression par discontinuité n'indique pas d'effet à 71 ans d'une hausse de prime de +60€ en transitant de l'ACS vers la CSS-P sur la probabilité de participation à la CSS-P. Mais ces résultats ne sont valables que pour des assurés âgés de 71 ans et estimés en utilisant une hausse de prime annuelle relativement faible (+60€) qui peut être d'une amplitude insuffisante pour détecter un effet significatif des variations de prime sur la probabilité de participation à la CSS-P. En outre, il convient de répéter ces analyses sur le sous-échantillon des assurés en meilleure santé qui, nous l'avons vu, semblent plus susceptibles de renoncer à acheter une complémentaire quand le montant de leur prime d'assurance augmente.

Nos résultats suggèrent un phénomène de sélection à la marge extensive sur le marché de l'assurance complémentaire santé subventionnée en France et confirment dans ce contexte particulier et pour une population âgée et à bas revenu, les prédictions théoriques de Geruso *et al.* [25] et les résultats empiriques sur données américaines de Saltzman [45].

Notre étude implique des enjeux importants pour la politique publique. En 2018, le taux de couverture par une assurance complémentaire des personnes à bas revenu est loin d'atteindre 100% : 17% des bénéficiaires de minima sociaux ne disposent pas de complémentaire santé [7]. Or nos résultats suggèrent que la réforme de la CSS a pu réduire le taux de couverture des retraités modestes en excluant du dispositif ceux parmi eux qui présentent le meilleur état de santé. Le plafonnement du reste à payer pour disposer d'une complémentaire santé à 1€ par jour ne paraît pas suffisant pour que tous les retraités à bas revenu quel que soit leur niveau de risque maladie acceptent - et soient en mesure - de payer une prime plus élevée pour rester couverts par une complémentaire santé. Finalement, la suppression du marché des contrats qui ne couvrent que le ticket modérateur sur les soins essentiels a pu causer une baisse du taux de couverture des retraités modestes et réduire dangereusement leur accès financier aux soins [13, 11]. Enfin, nos résultats peuvent être utiles pour envisager les effets de la réforme du 100% santé qui a récemment affecté le marché de la complémentaire privée. Ils suggèrent que cette réforme a pu nuire à la couverture des assurés en meilleure santé.

Bien que notre étude contribue à l'évaluation de la réforme récente de la CSS, de nombreux aspects restent à étudier. Nous pensons notamment à l'impact de la simplification du marché, *via* une réduction du nombre de contrats proposés, sur le taux de recours au dispositif ou encore à celui de la hausse de couverture sur l'utilisation des soins et le reste à charge des assurés. Premièrement, la simplification du paysage de la complémentaire santé subventionnée n'a pas pour seule conséquence des variations de prime, elle peut aussi encourager certains assurés à participer au programme si leur non-recours au dispositif de l'ACS résultait de sa complexité. Deuxièmement, la réforme de la CSS augmente le niveau de couverture sur les soins dentaires, le matériel d'optique et l'audiologie des assurés qui continuent de participer au dispositif. Il est important d'étudier comment elle a pu par ce biais influencer leurs dépenses totales de santé (prime d'assurance complémentaire + reste à charge sur les dépenses de santé) et finalement leur situation financière. Ce travail serait d'autant plus intéressant que cette hausse du revenu disponible des participants à la CSS-P était annoncée par les tenants de la réforme quelques mois avant sa mise en place. Ils soulignaient que les bénéficiaires de l'ACS dont la prime allait augmenter seraient compensés en termes de revenu disponible, *via* une baisse de leur reste à charge sur leurs dépenses de santé, dès lors qu'ils consommeraient un matériel d'optique, d'audiologie ou une prothèse dentaire, désormais mieux couverts [21].

Pour des raisons d'observabilité des variations de revenu, notre analyse s'est limitée aux assurés de 65 à 89 ans. Si le maintien de la tarification à l'âge pour bénéficier de la CSS-P réduit le risque d'exclusion du dispositif des assurés plus jeunes [47], il convient de prolonger ce travail en s'intéressant à cette sous-population qui, en meilleure santé, peut être moins disposée à payer une prime plus élevée pour continuer d'être couverte par une complémentaire santé.

Bibliographie

- [1] ABADIE, A., ATHEY, S., IMBENS, G. W. et WOOLDRIDGE, J. (2017). When should you adjust standard errors for clustering? Rapport technique, National Bureau of Economic Research.
- [2] ABALUCK, J. et GRUBER, J. (2016). Improving the quality of choices in health insurance markets. Rapport technique, National Bureau of Economic Research.
- [3] ADJERAD, R., BERGONZONI, A., BOISGUÉRIN, B., CUVILLIEZ, J., DAHMOUH, A., FAROUX, T., FERRETTI, C., HÉAM, J.-C., JABRI, K., MIKOU, M. et OTHERS (2019). Les dépenses de santé en 2018. Résultats des comptes de la santé : édition 2019. Publisher : Drees.
- [4] BAGEIN, G., COSTEMALLE, V., DOROYON, T., HAZO, J.-B., NAOURI, D., PESONEL, E. et VILAIN, A. (2022). L'état de santé de la population en France à l'aune des inégalités sociales. *Les dossiers de la DREES*, 102.
- [5] BUCHMUELLER, T. C., COUFFINHAL, A., GRIGNON, M. et PERRONNIN, M. (2004). Access to physician services : does supplemental insurance matter? Evidence from France. *Health economics*, 13(7):669–687.
- [6] BUNDORF, M. K. et PAULY, M. V. (2006). Is health insurance affordable for the uninsured? *Journal of Health Economics*, 25(4):650–673.
- [7] CABANNES, P.-Y. (2022). Fin 2018, un bénéficiaire de minima sociaux sur six n'avait pas de complémentaire santé. *DREES études et résultats*, 1231:6.
- [8] CARRÉ, B. (2022). *L'accès aux soins et à l'assurance complémentaire des ménages pauvres : le rôle des subventions publiques*. Thèse de doctorat, Université Paris sciences et lettres.
- [9] CATTANEO, M. D., IDROBO, N. et TITIUNIK, R. (2019). *A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs : Foundations*. Cambridge University Press, 1 édition.
- [10] CHIAPPORI, P.-A., DURAND, F. et GEOFFARD, P.-Y. (1998). Moral hazard and the demand for physician services : First lessons from a French natural experiment. *European economic review*, 42(3-5):499–511.
- [11] CÉLANT, N. et ROCHEREAU, T. (2017). *L'Enquête santé européenne : enquête santé*

- et protection sociale (EHIS-ESPS) 2014*. Numéro 566. IRDES.
- [12] des Solidarités et de la SANTÉ, M. (2022). La complémentaire santé solidaire et l'accès aux soins. (5).
- [13] DESPRÉS, C., DOURGNON, P., FANTIN, R. et JUSOT, F. (2011). Le renoncement aux soins pour raisons financières : une approche économétrique. *Questions d'économie de la santé*, 170:1–6.
- [14] DORMONT, B., GEOFFARD, P.-Y. et LAMIRAUD, K. (2013). Health insurance in switzerland : Do supplementary insurance plans harm competition in basic coverage? *Economie & Statistique*.
- [15] DREES (2020). *Minima sociaux et prestations sociales - Ménages aux revenus modestes et redistribution - Édition 2019. Panoramas de la DREES*.
- [16] EINAV, L. et FINKELSTEIN, A. (2011). Selection in insurance markets : Theory and empirics in pictures. *Journal of Economic perspectives*, 25(1):115–38.
- [17] ERICSON, K. M. et SYDNOR, J. R. (2018). Liquidity constraints and the value of insurance. Rapport technique, National Bureau of Economic Research.
- [18] ERICSON, K. M. M. et STARC, A. (2016). How product standardization affects choice : Evidence from the massachusetts health insurance exchange. *Journal of Health Economics*, 50:71–85.
- [19] FINKELSTEIN, A., HENDREN, N. et SHEPARD, M. (2019). Subsidizing health insurance for low-income adults : Evidence from Massachusetts. *American Economic Review*, 109(4):1530–67.
- [20] FONDS CMU (2017). Rapport annuel sur l'aide au paiement d'une complémentaire santé. Bénéficiaires, prix et contenu des contrats ayant ouvert droit à l'aide. Rapport technique, Paris Fonds CMU.
- [21] FONDS CMU (2019). Rapport annuel sur l'aide au paiement d'une complémentaire santé. Rapport technique.
- [22] FRANC, C., PERRONNIN, M. et PIERRE, A. (2016). Supplemental Health Insurance and Healthcare Consumption—A Dynamic Approach to Moral Hazard. *Health economics*, 25(12):1582–1598.
- [23] FRANK, R. G. et LAMIRAUD, K. (2009). Choice, price competition and complexity in markets for health insurance. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 71(2):550–562.
- [24] GENIER, P. (1998). Assurance et recours aux soins. Une analyse microéconométrique à partir de l'enquête Santé 1991-1992 de l'Insee. *Revue économique*, pages 809–819.

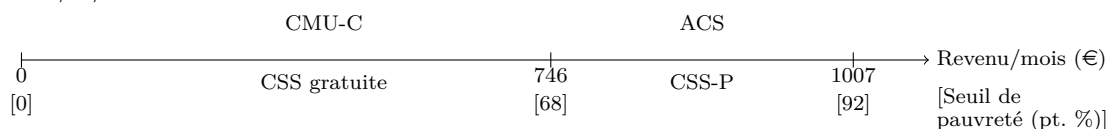
- [25] GERUSO, M., LAYTON, T. J., MCCORMACK, G. et SHEPARD, M. (2019). The two margin problem in insurance markets. *The Review of Economics and Statistics*, pages 1–46.
- [26] GRIGNON, M., KAMBIA-CHOPIN, B. *et al.* (2009). *Income and the demand for complementary health insurance in France*. Institut de recherche et documentation en économie de la santé.
- [27] GRUBER, J. (2008). Covering the Uninsured in the United States. *Journal of Economic Literature*, 46(3):571–606.
- [28] GRUBER, J. (2017). Delivering public health insurance through private plan choice in the united states. *Journal of Economic Perspectives*, 31(4):3–22.
- [29] GUTHMULLER, S., JUSOT, F. et WITTEWER, J. (2014). Improving Takeup of Health Insurance Program A Social Experiment in France ;. *Journal of Human Resources*, 49(1):167–194.
- [30] JASPERSEN, J. G. (2022). When full insurance may not be optimal : The case of restricted substitution. *Health Economics*.
- [31] JUSOT, F., PERRAUDIN, C. et WITTEWER, J. (2011). L’accessibilité financière à la complémentaire santé en france : les résultats de l’enquête budget de famille 2006.
- [32] JUSOT, F., PERRAUDIN, C. et WITTEWER, J. (2012). L’accessibilité financière à la complémentaire santé en France : les résultats de l’enquête Budget de Famille 2006. *Economie Et Statistique*, (450-2011):29–46.
- [33] KOOPMANS, G. T. et LAMERS, L. M. (2007). Gender and health care utilization : the role of mental distress and help-seeking propensity. *Social science & medicine*, 64(6):1216–1230.
- [34] LAPINTE, A. et LEGENDRE, B. (2021). Renoncement aux soins : la faible densité médicale est un facteur aggravant pour les personnes pauvres. *Etudes et résultats, DREES*, 1200.
- [35] LEGAL, R. (2009). L’influence de l’offre de soins et du niveau des primes sur la demande d’assurance complémentaire santé en France. *Revue économique*, Vol. 60(2): 441–453.
- [36] LOISEAU, R. (2020). Aide au paiement d’une complémentaire santé : un niveau de couverture équivalent à celui des contrats du marché individuel en 2018. *Etudes et résultats*, (1142).
- [37] MCCARTHY, I. M. et TCHERNIS, R. (2010). Search costs and medicare plan choice. *Health Economics*, 19(10):1142–1165.

- [38] MCGUIRE, T. G. (2011). *Demand for health insurance*, volume 2. Elsevier.
- [39] NUSCHELER, R. et KNAUS, T. (2005). Risk selection in the german public health insurance system. *Health economics*, 14(12):1253–1271.
- [40] PENDZIALEK, J. B., SIMIC, D. et STOCK, S. (2016). Differences in price elasticities of demand for health insurance : a systematic review. *The European Journal of Health Economics*, 17(1):5–21.
- [41] PERRONNIN, M. et LOUVEL, A. (2018). La complémentaire santé en 2014 : 5% de non-couverts et 12% parmi les 20% les plus pauvres. *Question d'économie de la santé*.
- [42] PIERRE, A. (2022). L'absence de couverture par une complémentaire santé en France en 2019. Premiers résultats de l'Enquête santé européenne (EHIS). *Questions d'Economie de la Santé*, (268):1–6.
- [43] ROTHSHILD, M. et STIGLITZ, J. (1976). Equilibrium in competitive insurance markets : An essay on the economics of imperfect information. *Quarterly Journal of Economics*, 90(4):629–647.
- [44] SALIBA, B. et VENTELOU, B. (2007). Complementary health insurance in france who pays ? why ? who will suffer from public disengagement ? *Health Policy*, 81(2-3):166–182.
- [45] SALTZMAN, E. (2021). Managing adverse selection : underinsurance versus underenrollment. *The RAND Journal of Economics*, 52(2):359–381.
- [46] STROMBOM, B. A., BUCHMUELLER, T. C. et FELDSTEIN, P. J. (2002). Switching costs, price sensitivity and health plan choice. *Journal of Health economics*, 21(1):89–116.
- [47] TEBALDI, P. (2022). Estimating equilibrium in health insurance exchanges : Price competition and subsidy design under the aca. Rapport technique, National Bureau of Economic Research.

Annexes

FIGURE A1 – Revenu d'éligibilité aux différents dispositifs publics subventionnant l'accès à la complémentaire santé en 2019

Avant 01/11/19



Après 01/11/19

CMU-C : Couverture maladie universelle complémentaire. ACS : Aide à l'acquisition d'une complémentaire santé. CSS : Complémentaire santé solidaire. CSS-P : Complémentaire santé solidaire avec participation financière. Note.s : La figure indique le revenu d'éligibilité pour une personne seule vivant en France métropolitaine. Lecture : Avant le 1^{er} novembre 2019, une personne seule en France métropolitaine avec un revenu mensuel compris entre 0€ et 746€ (entre 0% et 68% du seuil de pauvreté) est éligible au dispositif de la CMU-C. Source : Ministère des solidarités et de la santé

TABLE A1 – Garanties couvertes par les contrats ACS qui sont proposées par les 11 groupements d'organismes complémentaires

	A	B	C
Consultations médicales et paramédicales	100%	100%	100%
Hopital	100%	100%	100%
Médicaments remboursés entre 60% et 30% par l'AMO	100%	100%	100%
Médicaments remboursés à 15% par l'AMO	-	-	-
Biologie	100%	100%	100%
Prothèses dentaires	125%	225%	300%
Optique (simple)	100%	100% + 100€	100% + 150€
Optique (complexe)	100%	100% + 200€	100% + 350€
Prothèses auditives	100%	100%	100% + 450€ (x2)

AMO. Assurance maladie obligatoire.

Lecture : Les bénéficiaires de l'ACS ayant choisi le contrat A étaient remboursés à 100% du tarif de responsabilité de la sécurité sociale pour une consultation médicale.

Note.s : Pourcentages exprimés en fonction du tarif de responsabilité de la sécurité sociale (TRFSS). Les sommes en euros correspondent aux montants remboursés au delà du TRFSS.

Source : Fonds CMU-C

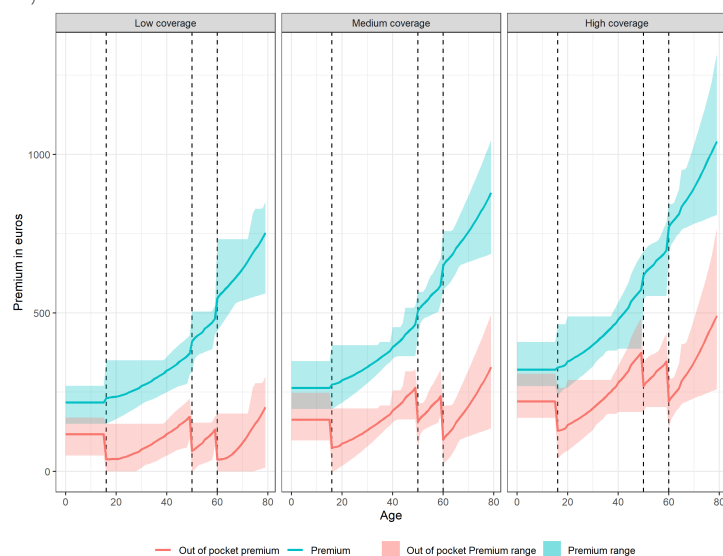
TABLE A2 – Hétérogénéité des garanties couvertes par les contrats ACS par groupement d'organismes complémentaires

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Nuit adulte à l'hôpital pour admission enfant					✓ (B&C)						
Vaccination grippe						✓		✓			
15% médicaments						✓		✓			
Hydrothérapie						✓		✓			
Service d'assistance						✓					
Contraception (50%)									✓		
Prévention dentaire (30€ /an)									✓		
Contrat 3 ^{ème} enfant gratuit		✓									

Lecture : Le groupement d'organismes complémentaires 1 n'offre aucune garantie supplémentaire.

Source : Fonds CMU-C

FIGURE A2 – Montant de prime et reste à payer des bénéficiaires ACS selon leur âge et leur niveau de contrat A, B ou C

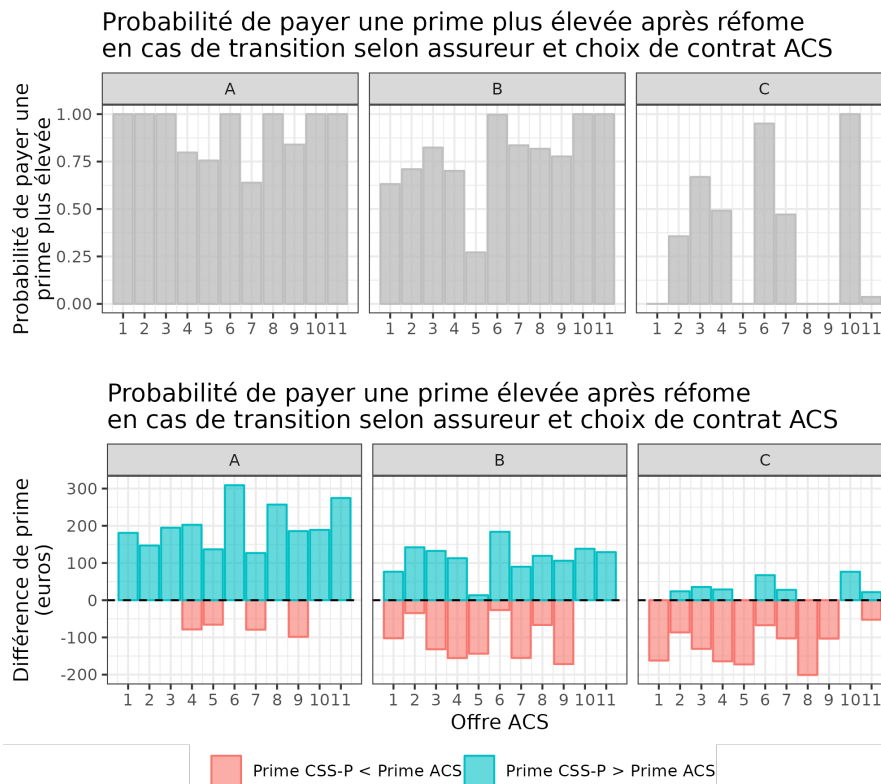


Lecture : Les primes annuelles sur les contrats ACS de type A était comprises entre 450€ et 730€ pour une personne de 60 ans et en moyenne de 550€. Une fois le montant de la subvention déduit de la prime annuelle, le reste à payer d'un bénéficiaire de 60 ans était compris entre 0€ et 200€ et en moyenne de 50€.

Note.s : Les aires bleues et rouges correspondent par âge à l'écart de prix entre le groupement d'organismes complémentaires qui propose le contrat le moins cher et celui qui propose le contrat le plus cher. Les courbes bleues et rouges correspondent au prix moyen par âge.

Source et champ : SNDS-DCIR, bénéficiaires de l'ACS entre 2015 et 2019. Calculs des auteurs.

FIGURE A3 – Part de bénéficiaires d'un contrat ACS qui payent une prime plus élevée en transitant de l'ACS vers la CSS-P et variation annuelle de prime en transitant vers la CSS-P - par groupement d'organismes complémentaires et par type de contrat ACS

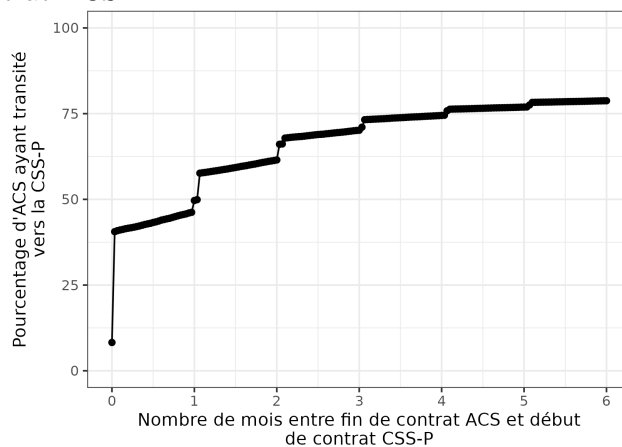


Lecture : 100% des bénéficiaires d'un contrat ACS de type A ayant choisi l'offre n°1 payent une prime plus élevée en recourant à la CSS-P. Cette hausse atteint en moyenne +190€/an.

Note.s : La ligne verticale bleue marque la variation exogène de prime à 71 ans (voir figure 1).

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020. Calculs des auteurs.

FIGURE A4 – Part de bénéficiaires de l'ACS ayant transité vers la CSS-P entre 3 jours et 6 mois après la fin de leur contrat ACS



Note.s : Le point à 0 mois sur l'axe des abscisses donne la probabilité de transition de l'ACS vers la CSS-P trois jours après la fin du contrat ACS.

Lecture : 50% des bénéficiaires d'un contrat ACS ont transité vers la CSS-P un mois après la fin de leur contrat ACS.

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

TABLE A3 – Résultats des estimations de l'équation 1 - avec interaction entre $Prime^+$ et le sexe

	A	B	C
Constante	0.56*** (0.06)	0.73*** (0.03)	-0.10*** (0.02)
Femme (ref=Homme)	0.07 (0.04)	0.03* (0.01)	0.03*** (0.01)
AAH (ref=Non)	0.00 (0.03)	-0.01 (0.02)	-0.00 (0.01)
ALD (ref=Non)	-0.04*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.04*** (0.01)
Dépenses>Q1 (ref=Q1)	0.07*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.05*** (0.01)
70-79 ans (ref=65-69 ans)	0.12*** (0.03)	0.07*** (0.02)	0.06** (0.02)
80-89 ans (ref=65-69 ans)	0.11*** (0.03)	0.03 (0.03)	0.05 (0.03)
Prime ⁺	0.03 (0.04)	-0.02 (0.02)	0.01 (0.01)
$Prime^+$ x Femme	-0.02 (0.04)	0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)
Effets fixes âge	✓	✓	✓
Effets fixes groupement d'OC	✓	✓	✓
Effets fixes département	✓	✓	✓
Adj. R ²	0.05	0.06	0.05
N	16 798	29 201	38 835

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

AAH. Allocation aux adultes handicapés ; ALD. Affection longue durée ; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : La variable $Prime^+$ est égale à 1 si l'assuré voit sa prime de complémentaire augmenter s'il transite vers la CSS-P et 0 sinon. La variable Dépenses>Q1 est une indicatrice égale à 1 si l'assuré appartient aux quintiles 2, 3, 4 ou 5 de la distribution des dépenses de santé en 2019.

Lecture : Les femmes anciennement bénéficiaires d'un contrat ACS de type B transitent plus souvent que les hommes vers la CSS-P (+ 3 points de pourcentage).

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

TABLE A4 – Résultats des estimations de l'équation 2 - avec interaction entre $\Delta prime$ et le sexe

	A	B	C
Constante	0.55*** (0.05)	0.73*** (0.03)	-0.10*** (0.02)
Femme (ref=Homme)	0.07*** (0.02)	0.03* (0.01)	0.03*** (0.01)
AAH (ref=Non)	0.00 (0.03)	-0.01 (0.02)	-0.00 (0.01)
ALD (ref=Non)	-0.04*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.04*** (0.01)
Dépenses>Q1 (ref=Q1)	0.07*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.05*** (0.01)
70-79 ans (ref=65-69 ans)	0.14*** (0.03)	0.05* (0.02)	0.06** (0.02)
80-89 ans (ref=65-69 ans)	0.13*** (0.04)	0.00 (0.03)	0.05 (0.03)
$\Delta prime^+$ (*100e)	0.02 (0.01)	-0.02* (0.01)	0.02 (0.02)
$\Delta prime^-$ (*100e)	0.01 (0.04)	0.02 (0.01)	0.00 (0.01)
$\Delta prime^+$ (*100e) x Femme	-0.03 (0.04)	-0.01 (0.01)	-0.00 (0.01)
$\Delta prime^-$ (*100€) x Femme	-0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.03 (0.02)
Effets fixes âge	✓	✓	✓
Effets fixes groupement d'OC	✓	✓	✓
Effets fixes département	✓	✓	✓
Adj. R ²	0.05	0.06	0.05
N	16 798	29 201	38 835

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

AAH. Allocation aux adultes handicapés; ALD. Affection longue durée; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : La variable $\Delta prime$ correspond à la variation de la prime annuelle (en €) supportée par l'assuré s'il transite vers la CSS-P : la prime pour bénéficiaire de la CSS-P moins le reste à payer sur son contrat ACS passé. La variable Dépenses>Q1 est une indicatrice égale à 1 si l'assuré appartient aux quintiles 2, 3, 4 ou 5 de la distribution des dépenses de santé en 2019.

Lecture : Les femmes anciennement bénéficiaires d'un contrat ACS de type A transitent plus souvent que les hommes vers la CSS-P (+ 7 points de pourcentage).

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

TABLE A5 – Résultats des estimations de l'équation 1 - avec interaction entre $Prime^+$ et les catégories d'âge

	A	B	C
Constante	0.57*** (0.05)	0.77*** (0.07)	-0.09*** (0.02)
Femme (ref=Homme)	0.05*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.02*** (0.01)
AAH (ref=Non)	0.00 (0.03)	-0.01 (0.02)	-0.00 (0.01)
ALD (ref=Non)	-0.04*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.04*** (0.01)
Dépenses>Q1 (ref=Q1)	0.07*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.05*** (0.01)
70-79 ans (ref=65-69 ans)	0.12*** (0.03)	0.02 (0.07)	0.06** (0.02)
80-89 ans (ref=65-69 ans)	0.11*** (0.03)	-0.01 (0.07)	0.05 (0.03)
$Prime^+$	0.02 (0.02)	-0.07 (0.06)	0.00 (0.01)
$Prime^+$ x 70-79 ans		0.07 (0.06)	-0.01 (0.01)
$Prime^+$ x 80-89 ans		0.00 (0.07)	0.01 (0.02)
Effets fixes âge	✓	✓	✓
Effets fixes groupement d'OC	✓	✓	✓
Effets fixes département	✓	✓	✓
Adj. R ²	0.05	0.06	0.05
N	16 798	29 201	38 835

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

AAH. Allocation aux adultes handicapés ; ALD. Affection longue durée ; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : La variable $Prime^+$ est égale à 1 si l'assuré voit sa prime de complémentaire augmenter s'il transite vers la CSS-P et 0 sinon. La variable Dépenses>Q1 est une indicatrice égale à 1 si l'assuré appartient aux quintiles 2, 3, 4 ou 5 de la distribution des dépenses de santé en 2019.

Lecture : Les femmes anciennement bénéficiaires d'un contrat ACS de type A transitent plus souvent que les hommes vers la CSS-P (+ 5 points de pourcentage).

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

TABLE A6 – Résultats des estimations de l'équation 2 - avec interaction entre $\Delta prime$ et les catégories d'âge

	A	B	C
Constante	0.56*** (0.07)	0.72*** (0.04)	-0.08*** (0.02)
Femme (ref=Homme)	0.05*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.02*** (0.01)
AAH (ref=Non)	0.00 (0.03)	-0.01 (0.02)	-0.00 (0.01)
ALD (ref=Non)	-0.04*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.04*** (0.01)
Dépenses>Q1 (ref=Q1)	0.07*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.05*** (0.01)
70-79 ans (ref=65-69 ans)	0.13* (0.06)	0.09* (0.04)	0.06* (0.02)
80-89 ans (ref=65-69 ans)	0.14 (0.07)	0.02 (0.04)	0.04 (0.03)
$\Delta prime^+$ (*100e)	0.01 (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.01 (0.03)
$\Delta prime^-$ (*100e)	-0.01 (0.02)	0.37 (0.42)	-0.00 (0.02)
$\Delta prime^+$ (*100€) x 70-79 ans	0.01 (0.02)	-0.00 (0.02)	-0.00 (0.03)
$\Delta prime^+$ (*100€) x 80-89 ans	-0.00 (0.02)	-0.03 (0.02)	0.01 (0.03)
$\Delta prime^-$ (*100€) x 70-79 ans		-0.40 (0.42)	0.00 (0.01)
$\Delta prime^-$ (*100€) x 80-89 ans		-0.36 (0.42)	0.00 (0.02)
Effets fixes âge	✓	✓	✓
Effets fixes groupement d'OC	✓	✓	✓
Effets fixes département	✓	✓	✓
Adj. R ²	0.05	0.06	0.05
N	16 798	29 201	38 835

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

AAH. Allocation aux adultes handicapés ; ALD. Affection longue durée ; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : La variable $\Delta prime$ correspond à la variation de la prime annuelle (en €) supportée par l'assuré s'il transite vers la CSS-P : la prime pour bénéficiaire de la CSS-P moins le reste à payer sur son contrat ACS passé. La variable Dépenses>Q1 est une indicatrice égale à 1 si l'assuré appartient aux quintiles 2, 3, 4 ou 5 de la distribution des dépenses de santé en 2019.

Lecture : Les femmes anciennement bénéficiaires d'un contrat ACS de type A transitent plus souvent que les hommes vers la CSS-P (+ 5 points de pourcentage).

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

TABLE A7 – Résultats des estimations de l'équation 1 - selon le délai de transition considéré après la fin du contrat ACS - contrat A

	3 jours	1 mois	2 mois	3 mois	4 mois	5 mois	6 mois
Constante	0.57*** (0.05)	0.58*** (0.05)	0.60*** (0.05)	0.57*** (0.05)	0.65*** (0.04)	0.68*** (0.04)	0.68*** (0.04)
Femme (ref=Homme)	0.02** (0.01)	0.02** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)
AAH (ref=Non)	0.03 (0.03)	-0.02 (0.03)	-0.02 (0.03)	0.00 (0.03)	0.00 (0.03)	0.00 (0.03)	0.00 (0.03)
ALD (ref=Non)	-0.03*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.04*** (0.01)
Dépenses > Q1 (ref=Q1)	0.05*** (0.01)	0.08*** (0.01)	0.08*** (0.01)	0.07*** (0.01)	0.07*** (0.01)	0.07*** (0.01)	0.07*** (0.01)
70-79 ans (ref=65-69 ans)	0.07* (0.03)	0.07** (0.03)	0.08*** (0.03)	0.12*** (0.03)	0.10*** (0.02)	0.10*** (0.02)	0.10*** (0.02)
80-89 ans (ref=65-69 ans)	0.09** (0.03)	0.09** (0.03)	0.10** (0.03)	0.11*** (0.03)	0.11*** (0.03)	0.11*** (0.03)	0.10*** (0.03)
Prime ⁺	-0.03 (0.02)	0.01 (0.02)	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)	0.03 (0.02)	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)
Effets fixes âge	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Effets fixes groupement d'OC	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Effets fixes département	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Adj. R ²	0.07	0.06	0.06	0.05	0.04	0.04	0.04
N	16 798	16 798	16 798	16 798	16 798	16 798	16 798

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

AAH. Allocation aux adultes handicapés ; ALD. Affection longue durée ; OC. Organisme complémentaire.

Notes : La variable $Prime^+$ est égale à 1 si l'assuré voit sa prime de complémentaire augmenter s'il transite vers la CSS-P et 0 sinon. La variable $Dépenses > Q1$ est une indicatrice égale à 1 si l'assuré appartient aux quintiles 2, 3, 4 ou 5 de la distribution des dépenses de santé en 2019.

Lecture : Les femmes anciennement bénéficiaires d'un contrat ACS de type A ont une probabilité plus élevée que les hommes d'avoir transité vers la CSS-P trois jours après la fin de leur contrat ACS (+ 2 points de pourcentage).

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS de type A, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

TABLE A8 – Résultats des estimations de l'équation 1 - selon le délai de transition considéré après la fin du contrat ACS - contrat B

	3 jours	1 mois	2 mois	3 mois	4 mois	5 mois	6 mois
Constante	0.60*** (0.04)	0.76*** (0.03)	0.77*** (0.03)	0.72*** (0.03)	0.82*** (0.03)	0.82*** (0.03)	0.82*** (0.03)
Femme (ref=Homme)	0.02*** (0.01)	0.02*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)
AAH (ref=Non)	0.01 (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.01 (0.01)	-0.03 (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.02 (0.02)
ALD (ref=Non)	-0.02*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)
Dépenses > Q1 (ref=Q1)	0.04*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)
70-79 ans (ref=65-69 ans)	0.05* (0.02)	0.04 (0.02)	0.04* (0.02)	0.07*** (0.02)	0.04* (0.02)	0.05** (0.02)	0.05* (0.02)
80-89 ans (ref=65-69 ans)	0.01 (0.03)	0.01 (0.03)	0.04 (0.03)	0.03 (0.03)	0.03 (0.03)	0.03 (0.02)	0.04 (0.02)
Prime ⁺	0.01 (0.01)	-0.00 (0.01)	-0.02 (0.01)	-0.02 (0.01)	-0.03* (0.01)	-0.03* (0.01)	-0.03* (0.01)
Effets fixes âge	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Effets fixes groupement d'OC	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Effets fixes département	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Adj. R ²	0.09	0.08	0.06	0.06	0.05	0.04	0.04
N	29 201	29 201	29 201	29 201	29 201	29 201	29 201

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

AAH. Allocation aux adultes handicapés ; ALD. Affection longue durée ; OC. Organisme complémentaire.

Notes : La variable $Prime^+$ est égale à 1 si l'assuré voit sa prime de complémentaire augmenter s'il transite vers la CSS-P et 0 sinon. La variable $Dépenses > Q1$ est une indicatrice égale à 1 si l'assuré appartient aux quintiles 2, 3, 4 ou 5 de la distribution des dépenses de santé en 2019.

Lecture : Les femmes anciennement bénéficiaires d'un contrat ACS de type B ont une probabilité plus élevée que les hommes d'avoir transité de l'ACS vers la CSS-P trois jours après la fin de leur contrat ACS (+ 2 points de pourcentage).

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS de type B, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

TABLE A9 – Résultats des estimations de l'équation 1 - selon le délai de transition considéré après la fin du contrat ACS - contrat C

	3 jours	1 mois	2 mois	3 mois	4 mois	5 mois	6 mois
Constante	-0.00 (0.02)	-0.05* (0.02)	-0.09*** (0.02)	-0.09*** (0.02)	-0.09*** (0.02)	0.91*** (0.02)	0.91*** (0.02)
Femme (ref=Homme)	0.02*** (0.01)	0.02** (0.01)	0.02*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)
AAH (ref=Non)	0.02 (0.02)	0.01 (0.02)	0.00 (0.01)	-0.00 (0.02)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
ALD (ref=Non)	-0.03*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.00)	-0.04*** (0.00)	-0.04*** (0.00)
Dépenses > Q1 (ref=Q1)	0.04*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.05*** (0.01) 7
70-79 ans (ref=65-69 ans)	0.03 (0.02)	0.06** (0.02)	0.06*** (0.02)	0.06** (0.02)	0.04* (0.02)	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.01)
80-89 ans (ref=65-69 ans)	0.04 (0.03)	0.04 (0.03)	0.05 (0.03)	0.05 (0.03)	0.04 (0.02)	0.05* (0.02)	0.05* (0.02)
Prime ⁺	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)
Effets fixes âge	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Effets fixes groupement d'OC	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Effets fixes département	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Adj. R ²	0.09	0.07	0.06	0.05	0.04	0.04	0.04
N	38 835	38 835	38 835	38 835	38 835	38 835	38 835

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

AAH. Allocation aux adultes handicapés ; ALD. Affection longue durée ; OC. Organisme complémentaire.

Notes : La variable $Prime^+$ est égale à 1 si l'assuré voit sa prime de complémentaire augmenter s'il transite vers la CSS-P et 0 sinon. La variable $Dépenses > Q1$ est une indicatrice égale à 1 si l'assuré appartient aux quintiles 2, 3, 4 ou 5 de la distribution des dépenses de santé en 2019.

Lecture : Les femmes anciennement bénéficiaires d'un contrat ACS de type C ont une probabilité plus élevée que les hommes d'avoir transité de l'ACS vers la CSS-P trois jours après la fin de leur contrat ACS (+ 2 points de pourcentage).

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS de type C, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

TABLE A10 – Résultats des estimations de l'équation 2 – selon le délai de transition considéré après la fin du contrat ACS - contrat A

	3 jours	1 mois	2 mois	3 mois	4 mois	5 mois	6 mois
Constante	0.55*** (0.05)	0.55*** (0.05)	0.60*** (0.05)	0.56*** (0.05)	0.66*** (0.04)	0.69*** (0.04)	0.70*** (0.04)
Femme (ref=Homme)	0.02** (0.01)	0.02** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)
AAH (ref=Non)	0.03 (0.03)	-0.02 (0.03)	-0.02 (0.03)	0.00 (0.03)	0.00 (0.03)	0.00 (0.03)	0.00 (0.03)
ALD (ref=Non)	-0.03*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.04*** (0.01)
Dépenses > Q1 (ref=Q1)	0.05*** (0.01)	0.08*** (0.01)	0.08*** (0.01)	0.07*** (0.01)	0.07*** (0.01)	0.07*** (0.01)	0.07*** (0.01)
70-79 ans (ref=65-69 ans)	0.06* (0.03)	0.09** (0.03)	0.09** (0.03)	0.14*** (0.03)	0.11*** (0.03)	0.11*** (0.03)	0.10*** (0.03)
80-89 ans (ref=65-69 ans)	0.07 (0.04)	0.12** (0.04)	0.11** (0.04)	0.13*** (0.04)	0.13*** (0.04)	0.11** (0.03)	0.10** (0.03)
$\Delta prime^+$ (*100e)	-0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
$\Delta prime^-$ (*100e)	0.03 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.00 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.00 (0.02)	-0.00 (0.02)
Effets fixes âge	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Effets fixes groupement d'OC	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Effets fixes département	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Adj. R ²	0.07	0.06	0.05	0.05	0.04	0.04	0.04
N	16 798	16 798	16 798	16 798	16 798	16 798	16 798

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

AAH. Allocation aux adultes handicapés; ALD. Affection longue durée; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : La variable $\Delta prime$ correspond à la variation de la prime annuelle (en €) supportée par l'assuré s'il transite vers la CSS-P : la prime pour bénéficiaire de la CSS-P moins le reste à payer sur son contrat ACS passé. La variable Dépenses > Q1 est une indicatrice égale à 1 si l'assuré appartient aux quintiles 2, 3, 4 ou 5 de la distribution des dépenses de santé en 2019.

Lecture : Les femmes anciennement bénéficiaires d'un contrat ACS de type A ont une probabilité plus élevée que les hommes d'avoir transité de l'ACS vers la CSS-P trois jours après la fin de leur contrat ACS (+ 2 points de pourcentage).

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS de type A, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

TABLE A11 – Résultats des estimations de l'équation 2 – selon le délai de transition considéré après la fin du contrat ACS - contrat B

	3 jours	1 mois	2 mois	3 mois	4 mois	5 mois	6 mois
Constante	0.61*** (0.04)	0.77*** (0.03)	0.78*** (0.03)	0.73*** (0.03)	0.82*** (0.03)	0.82*** (0.03)	0.82*** (0.03)
Femme (ref=Homme)	0.02*** (0.01)	0.02*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)
AAH (ref=Non)	0.01 (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.03 (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.02 (0.02)
ALD (ref=Non)	-0.02*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)
Dépenses > Q1 (ref=Q1)	0.04*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)
70-79 ans (ref=65-69 ans)	0.04 (0.02)	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)	0.05* (0.02)	0.02 (0.02)	0.04 (0.02)	0.04 (0.02)
80-89 ans (ref=65-69 ans)	-0.00 (0.03)	-0.01 (0.03)	0.01 (0.03)	0.00 (0.03)	-0.00 (0.03)	0.01 (0.03)	0.02 (0.03)
$\Delta prime^+$ (*100e)	0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.02** (0.01)	-0.02* (0.01)	-0.03** (0.01)	-0.02** (0.01)	-0.02** (0.01)
$\Delta prime^-$ (*100e)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.02* (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
Effets fixes âge	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Effets fixes groupement d'OC	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Effets fixes département	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Adj. R ²	0.09	0.08	0.06	0.06	0.05	0.05	0.04
N	29 201	29 201	29 201	29 201	29 201	29 201	29 201

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

AAH. Allocation aux adultes handicapés; ALD. Affection longue durée; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : La variable $\Delta prime$ correspond à la variation de la prime annuelle (en €) supportée par l'assuré s'il transite vers la CSS-P : la prime pour bénéficiaire de la CSS-P moins le reste à payer sur son contrat ACS passé. La variable Dépenses > Q1 est une indicatrice égale à 1 si l'assuré appartient aux quintiles 2, 3, 4 ou 5 de la distribution des dépenses de santé en 2019.

Lecture : Les femmes anciennement bénéficiaires d'un contrat ACS de type B ont une probabilité plus élevée que les hommes d'avoir transité de l'ACS vers la CSS-P trois jours après la fin de leur contrat ACS (+ 2 points de pourcentage).

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS de type B, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

TABLE A12 – Résultats des estimations de l'équation2 - selon le délai de transition considéré après la fin du contrat ACS - contrat C

	3 jours	1 mois	2 mois	3 mois	4 mois	5 mois	6 mois
Constante	-0.00 (0.02)	-0.05* (0.02)	-0.09*** (0.02)	-0.09*** (0.02)	-0.08*** (0.02)	0.91*** (0.02)	0.91*** (0.02)
Femme (ref=Homme)	0.02*** (0.01)	0.02** (0.01)	0.02*** (0.01)	0.02*** (0.01)	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.02*** (0.00)
AAH (ref=Non)	0.02 (0.02)	0.01 (0.02)	0.00 (0.01)	-0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
ALD (ref=Non)	-0.03*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.00)	-0.04*** (0.00)	-0.04*** (0.00)
Dépenses > Q1 (ref=Q1)	0.04*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.05*** (0.01)
70-79 ans (ref=65-69 ans)	0.03 (0.02)	0.06*** (0.02)	0.07*** (0.02)	0.06** (0.02)	0.04** (0.02)	0.06*** (0.02)	0.06*** (0.02)
80-89 ans (ref=65-69 ans)	0.04 (0.03)	0.05 (0.03)	0.05 (0.03)	0.05 (0.03)	0.04 (0.02)	0.06* (0.02)	0.06** (0.02)
$\Delta prime^+$ (*100e)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.02 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)
$\Delta prime^-$ (*100e)	-0.00 (0.00)	-0.01 (0.00)	-0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)
Effets fixes âge	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Effets fixes groupement d'OC	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Effets fixes département	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Adj. R ²	0.09	0.07	0.06	0.05	0.04	0.04	0.04
N	38 835	38 835	38 835	38 835	38 835	38 835	38 835

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

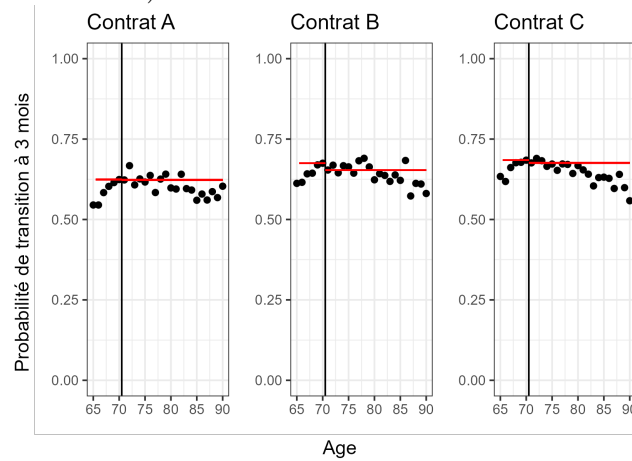
AAH. Allocation aux adultes handicapés; ALD. Affection longue durée; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : La variable $\Delta prime$ correspond à la variation de la prime annuelle (en €) supportée par l'assuré s'il transite vers la CSS-P : la prime pour bénéficiaire de la CSS-P moins le reste à payer sur son contrat ACS passé. La variable Dépenses > Q1 est une indicatrice égale à 1 si l'assuré appartient aux quintiles 2, 3, 4 ou 5 de la distribution des dépenses de santé en 2019.

Lecture : Les femmes anciennement bénéficiaires d'un contrat ACS de type C ont une probabilité plus élevée que les hommes d'avoir transité de l'ACS vers la CSS-P trois jours après la fin de leur contrat ACS (+ 2 points de pourcentage).

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS de type C, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

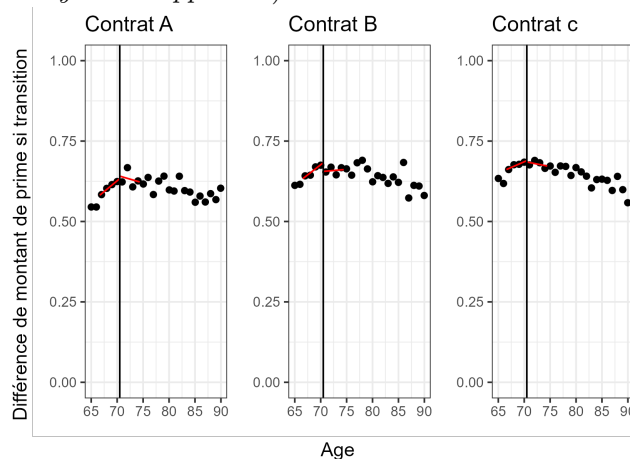
FIGURE A5 – Probabilité de transition de l'ACS vers la CSS-P autour de 71 ans - par type de contrat ACS (*local randomization*)



Note.s : La variable sur l'axe des abscisses correspond à la probabilité que l'assuré ait transité de l'ACS vers la CSS-P trois mois après la fin de son contrat ACS. Les droites rouges représentent deux droites d'équation $y = a$ où a correspond à la probabilité moyenne de transition de l'ACS vers la CSS-P à 70 ans et 71 ans. Ce sont ces valeurs qui sont comparées pour l'analyse par discontinuité dans le cadre de la *local randomization*.

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

FIGURE A6 – Probabilité de transition de l'ACS vers la CSS-P autour de 71 ans - par type de contrat ACS (*continuity based approach*)



Note.s : La variable sur l'axe des abscisses correspond à la probabilité que l'assuré ait transité de l'ACS vers la CSS-P trois mois après la fin de son contrat ACS. Les droites rouges représentent deux droites d'équation $y = a + b * \text{âge}$ au voisinage de 71 ans (avec un *bandwith* de 4 années de chaque côté du seuil). Elles sont utilisées pour l'analyse par discontinuité dans le cadre de la *continuity based approach*.

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

TABLE A13 – Analyse de l’impact de $Prime^+$ sur la probabilité de transition de l’ACS vers la CSS-P - régression par discontinuité

Ligne	Variable dépendante	Design	Contrat	Coefficient	P-value (Finite sample)	P-value (Large sample)	N
1	$Prime^+$	Fuzzy (première étape)	B	0,029	0,000	0,000	3 932
2	$Prime^+$	Fuzzy (première étape)	C	0,435	0,000	0,000	5 547
3	$CSSP$	Fuzzy (forme réduite)	A	-0,001	0,970	0,954	2 067
4	$CSSP$	Fuzzy (forme réduite)	B	-0,021	0,174	0,159	3 932
5	$CSSP$	Fuzzy (forme réduite)	C	-0,008	0,505	0,499	5 547
6	$CSSP$	Fuzzy (TSLS)	B	-0,737		0,167	3 932
7	$CSSP$	Fuzzy (TSLS)	C	-0,020		0,499	5 547

Note.s : La variable $Prime^+$ est égale à 1 si l’assuré voit sa prime de complémentaire augmenter s’il transite vers la CSS-P et 0 sinon. Les coefficients sont estimés par une régression par discontinuité dans le cadre de la *local randomization*. La largeur de *bandwidth* choisi est d’un an de chaque côté de la discontinuité.

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d’un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

TABLE A14 – Analyse de l’impact de $\Delta prime$ sur la probabilité de transition de l’ACS vers la CSS-P - régression par discontinuité

Ligne	Variable dépendante	Design	Contrat	Coefficient	P-value (robust)	Bandwidth	N
1	$\Delta prime$	Fuzzy (première étape)	A	59,7	0,000	3,6	8 210
2	$\Delta prime$	Fuzzy (première étape)	B	60,5	0,000	3,5	15 148
3	$\Delta prime$	Fuzzy (première étape)	B	65,3	0,000	3,4	16 332
4	$CSSP$	Fuzzy (forme réduite)	A	0,003	0,996	3,8	8 210
5	$CSSP$	Fuzzy (forme réduite)	B	-0,027	0,268	3,9	15 148
6	$CSSP$	Fuzzy (forme réduite)	C	-0,009	0,725	3,9	16 332
7	$CSSP$	Fuzzy (TSLS)	A	0,000	0,967	3,9	8 210
8	$CSSP$	Fuzzy (TSLS)	B	0,000	0,240	4,2	16 248
9	$CSSP$	Fuzzy (TSLS)	C	0,000	0,623	3,5	16 332

Note.s : La variable $\Delta prime$ correspond à la variation de la prime annuelle (en €) supportée par l’assuré s’il transite vers la CSS-P : la prime pour bénéficier de la CSS-P moins le reste à payer sur son contrat ACS passé. Les coefficients sont estimés par une régression par discontinuité dans le cadre de la *continuity based approach*. Les pondérations des observations sont calculées avec une fonction kernel triangulaire.

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d’un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

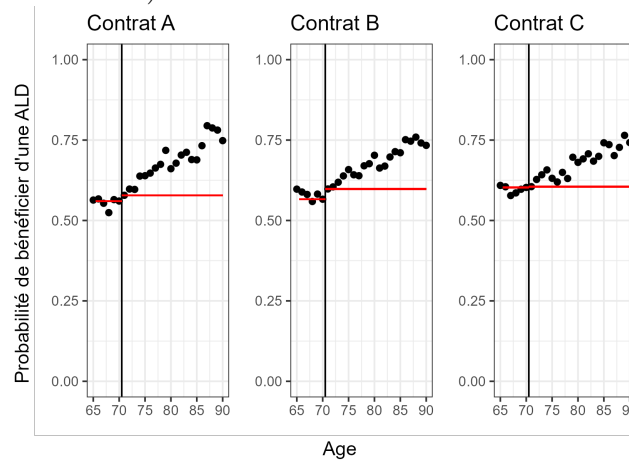
TABLE A15 – Tests de falsification pour la régression par discontinuité dans le cadre de la *local randomization*

Variable dépendante	Contrat	Coefficient	P-value (Finite sample)	P-value (Large sample)	N
ALD	A	0,018	0,417	0,415	2 067
ALD	B	0,032	0,043	0,043	3 932
ALD	C	0,02	0,086	0,854	5 547
AAH	A	-0,004	0,483	0,423	2 067
AAH	B	0,000	1,000	0,949	3 932
AAH	C	-0,003	0,578	0,523	5 547
Dépenses santé 2019 (€)	A	646,9	0,301	0,294	2 067
Dépenses santé 2019 (€)	B	22,9	0,960	0,957	3 932
Dépenses santé 2019 (€)	C	230,3	0,521	0,541	5 547
Femme	A	-0,006	0,789	0,779	2 067
Femme	B	-0,012	0,450	0,430	3 932
Femme	C	0,005	0,739	0,715	5 547

Note.s : Les coefficients sont estimés par une régression par discontinuité dans le cadre de la *local randomization*. La largeur de *bandwidth* choisi est d'un an de chaque côté de la discontinuité.

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

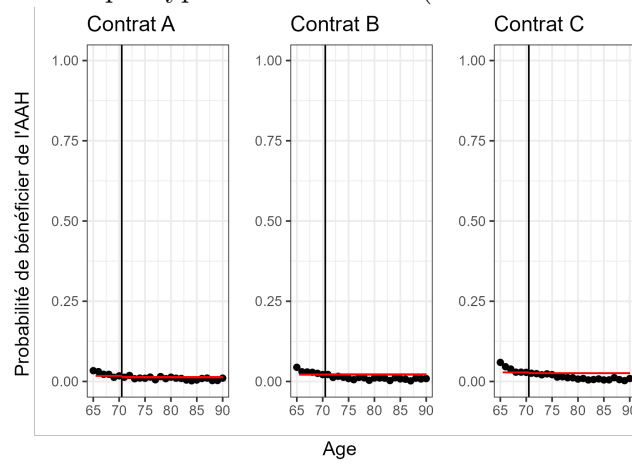
FIGURE A7 – Probabilité de bénéficier d'au moins une ALD autour de 71 ans - par type de contrat ACS (*local randomization*)



Note.s : La variable sur l'axe des abscisses correspond à la probabilité de bénéficier d'au moins une ALD. Les droites rouges représentent deux droites d'équation $y = a$ où a correspond à la probabilité moyenne de bénéficier d'au moins une ALD à 70 ans et 71 ans. Ce sont ces valeurs qui sont comparées pour l'analyse par discontinuité dans le cadre de la *local randomization*.

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

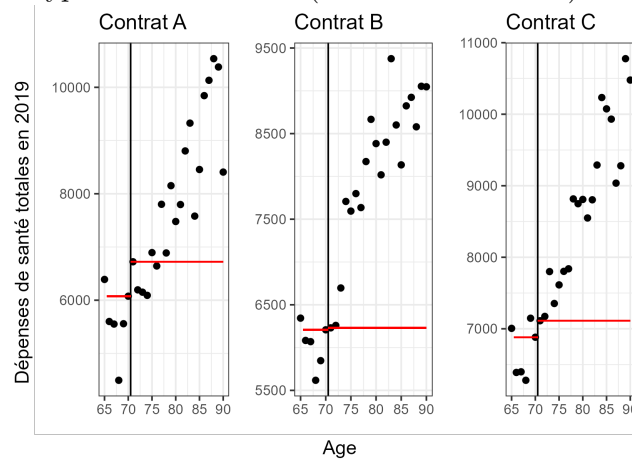
FIGURE A8 – Probabilité de bénéficier de l’AAH autour de 71 ans - par type de contrat ACS (*local randomization*)



Note.s : La variable sur l’axe des abscisses correspond à la probabilité de bénéficier de l’AAH. Les droites rouges représentent deux droites d’équation $y = a$ où a correspond à la probabilité moyenne de bénéficier de l’AAH à 70 ans et 71 ans. Ce sont ces valeurs qui sont comparées pour l’analyse par discontinuité dans le cadre de la *local randomization*.

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d’un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

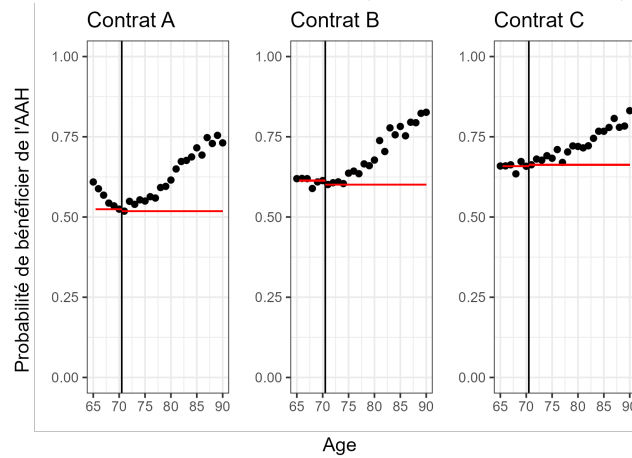
FIGURE A9 – Dépenses de santé en 2019 autour de 71 ans - par type de contrat ACS (*local randomization*)



Note.s : La variable sur l’axe des abscisses correspond aux dépenses de santé moyennes en 2019. Les droites rouges représentent deux droites d’équation $y = a$ où a correspond aux dépenses de santé moyennes en 2019 à 70 ans et 71 ans. Ce sont ces valeurs qui sont comparées pour l’analyse par discontinuité dans le cadre de la *local randomization*.

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d’un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

FIGURE A10 – Probabilité d’être une femme autour de 71 ans - par type de contrat ACS (*local randomization*)



Note.s : La variable sur l’axe des abscisses correspond à la probabilité d’être une femme. Les droites rouges représentent deux droites d’équation $y = a$ où a correspond à la probabilité moyenne d’être une femme à 70 ans et 71 ans. Ce sont ces valeurs qui sont comparées pour l’analyse par discontinuité dans le cadre de la *local randomization*.

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d’un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

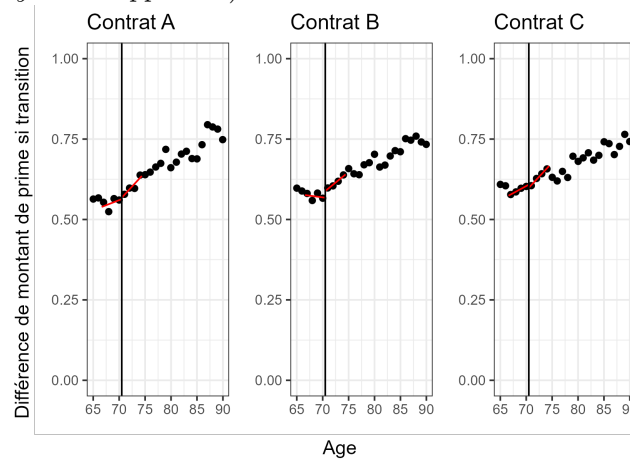
TABLE A16 – Tests de falsification pour la régression par discontinuité dans le cadre de la *continuity based approach*

Variable dépendante	Contrat	Coefficient	P-value (robust)	Bandwidth	N
ALD	A	0,003	0,878	3,9	8 210
ALD	B	0,022	0,315	3,9	15 148
ALD	C	-0,011	0,279	2,3	16 332
AAH	A	0,000	0,682	3,7	8 210
AAH	B	0,003	0,455	3,6	15 148
AAH	C	-0,001	0,631	3,9	16 332
Dépenses santé 2019 (€)	A	501,5	0,720	3,9	8 210
Dépenses santé 2019 (€)	B	-236,1	0,619	4,0	15 148
Dépenses santé 2019 (€)	C	-145,1	0,724	3,9	16 332
Femme	A	-0,003	0,660	3,7	8210
Femme	B	-0,016	0,327	3,9	15 148
Femme	C	0,006	0,511	3,7	16 332

Note.s : Les coefficients sont estimés par une régression par discontinuité dans le cadre de la *continuity based approach*. Les pondérations des observations sont calculées avec une fonction kernel triangulaire.

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d’un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

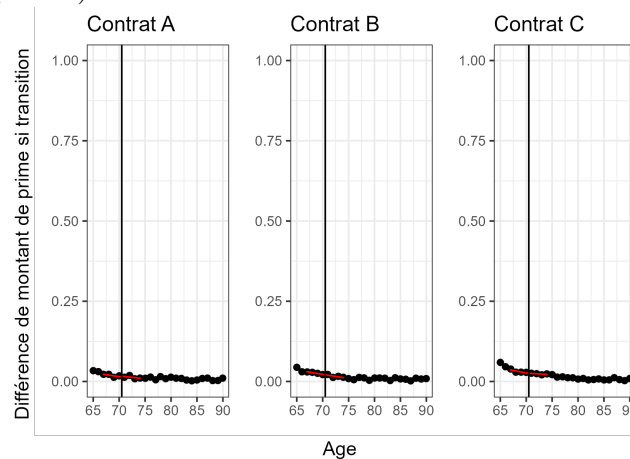
FIGURE A11 – Probabilité de bénéficier d’au moins une ALD autour de 71 ans - par type de contrat ACS (*continuity based approach*)



Notes : La variable sur l’axe des abscisses correspond à la probabilité de bénéficier d’au moins une ALD. Les droites rouges représentent deux droites d’équation $y = a + b * \text{âge}$ au voisinage de 71 ans (avec un *bandwidth* de 4 années de chaque côté du seuil). Elles sont utilisées pour l’analyse par discontinuité dans le cadre de la *continuity based approach*.

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d’un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

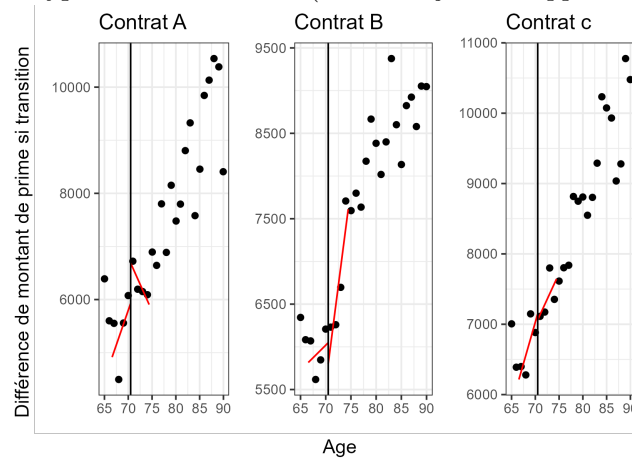
FIGURE A12 – Probabilité de bénéficier de l’AAH autour de 71 ans - par type de contrat ACS (*continuity based approach*)



Notes : La variable sur l’axe des abscisses correspond à la probabilité de bénéficier de l’AAH. Les droites rouges représentent deux droites d’équation $y = a + b * \text{âge}$ au voisinage de 71 ans (avec un *bandwidth* de 4 années de chaque côté du seuil). Elles sont utilisées pour l’analyse par discontinuité dans le cadre de la *continuity based approach*.

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d’un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

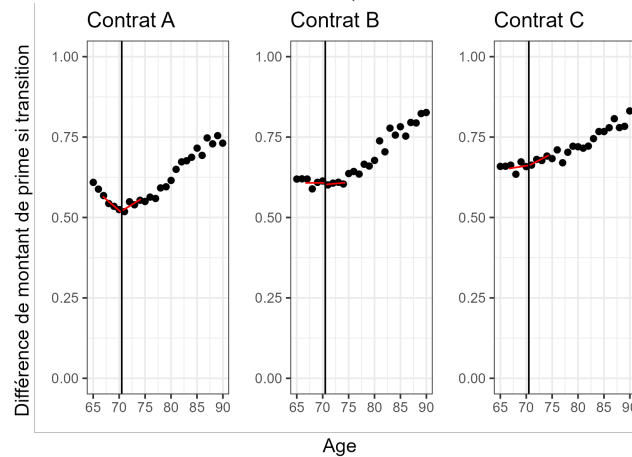
FIGURE A13 – Dépenses totales de santé autour de 71 ans
 - par type de contrat ACS (*continuity based approach*)



Note.s : La variable sur l'axe des abscisses correspond aux dépenses de santé moyennes en 2019. Les droites rouges représentent deux droites d'équation $y = a + b * \text{âge}$ au voisinage de 71 ans (avec un *bandwith* de 4 années de chaque côté du seuil). Elles sont utilisées pour l'analyse par discontinuité dans le cadre de la *continuity based approach*.

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

FIGURE A14 – Probabilité d'être une femme autour de 71 ans - par type de contrat ACS (*continuity based approach*)



Note.s : La variable sur l'axe des abscisses correspond à la probabilité d'être une femme. Les droites rouges représentent deux droites d'équation $y = a + b * \text{âge}$ au voisinage de 71 ans (avec un *bandwith* de 4 années de chaque côté du seuil). Elles sont utilisées pour l'analyse par discontinuité dans le cadre de la *continuity based approach*.

Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020. C

Conclusion générale

Pour permettre aux assurés à bas revenu d'assurer le ticket modérateur sur leurs soins essentiels, le système français de protection contre le risque maladie repose sur une logique d'assistance : en dessous d'un certain seuil de revenu, les assurés peuvent bénéficier d'une complémentaire santé gratuite ou à un prix inférieur à celui du marché privé. Cette thèse contribue à la compréhension des limites que peut représenter un tel système de protection sociale pour y apporter des réponses pertinentes en termes de politiques publiques. Au moyen d'analyses micro-économétriques qui mobilisent trois bases de données individuelles distinctes, nous y avons abordé trois questions de recherche : (i) L'interdiction de facturer des dépassements d'honoraires aux bénéficiaires de la couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) entraîne-t-elle un manque à gagner significatif pour les médecins qui pourrait motiver les refus de soins observés dans les études de *testing*? (ii) Les bénéficiaires de la CMU-C ont-ils des préférences, anticipations et perceptions différentes des autres assurés sociaux, et ces différences pourraient-elles expliquer des spécificités dans leurs comportements de recours aux soins? (iii) La réforme de la complémentaire santé solidaire (CSS), qui a imposé un seul contrat très couvrant aux assurés juste au-dessus du seuil d'éligibilité à la CSS gratuite, a-t-elle nui à la couverture de la population ciblée?

Presque vingt ans après que les premiers *testing* ont révélé l'existence de refus de soins au titre de la CMU-C, le problème est loin d'avoir été résolu par les pouvoirs publics. Dans le premier chapitre de cette thèse, nous avons étudié si la contrainte financière imposée aux médecins en secteur 2 et aux dentistes quand ils reçoivent un patient bénéficiaire de la CMU-C plutôt qu'un autre assuré peut contribuer à expliquer l'existence de refus de soins. Cette analyse a été réalisée à l'aide de données administratives longitudinales fournies par la Caisse nationale de l'assurance maladie (CNAM) et la Direction générale des finances publiques (DGFIP) et relatives à l'activité et à la rémunération des médecins et dentistes libéraux français. Des estimations à variable instrumentale qui comportent des effets fixes au niveau du médecin nous ont permis d'évaluer l'impact d'une hausse de la part de patients bénéficiaires de la CMU-C (i.e reçus à un tarif inférieur) sur le revenu et le volume d'activité des médecins en secteur 2 et des dentistes libéraux. Nous avons montré qu'une hausse de 10 points de pourcentage de la part de patients bénéficiaires de la CMU-C réduit la rémunération à l'acte d'un généraliste de 4%, d'un spécialiste de 6% et d'un dentiste de 6%. Ces résultats suggèrent que les médecins en secteur 2 et les dentistes libéraux ne peuvent pas compenser la perte financière issue de la prise en charge d'un patient bénéficiaire de la CMU-C en revalorisant leurs prix facturés à leurs autres patients. Ce travail participe à la faible littérature empirique qui s'intéresse aux phénomènes de

"*dynamic cost shifting*" chez les médecins libéraux. Nos résultats indiquent aussi que les médecins en secteur 2 et les dentistes augmentent leur volume d'activité (i.e. leur nombre d'actes par patient et par an) pour compenser la perte financière conduite par l'accueil des bénéficiaires de la CMU-C. Cette hausse d'activité n'est observée que pour les médecins en secteur 2. En prenant les médecins en secteur 1 comme référence pour mesurer les besoins de soins des patients de la CMU-C, nous interprétons ce résultat comme un comportement de demande induite de la part des généralistes et des spécialistes en secteur 2. Au total, la contrainte financière imposée par le dispositif de la CMU-C engendre une baisse de la rémunération à l'acte et une hausse d'activité qui peut décourager les médecins et dentistes à prendre en charge les bénéficiaires de la CMU-C. Dans un contexte où la contrainte sur les prix a été étendue aux bénéficiaires de l'aide à l'acquisition d'une complémentaire santé (ACS) en 2013 et maintenue lors de la réforme récente de la CSS, elle concerne en janvier 2022 10.4% de la population française. À cet égard, notre travail fournit des éléments importants pour la décision publique : il illustre qu'une révision de la rémunération des médecins et dentistes libéraux pourrait réduire les refus de soins dont sont victimes les bénéficiaires de l'assistance.

Les discriminations vécues par les bénéficiaires de l'assistance réduisent la perception de leur identité sociale et alimentent leur peur d'être moins bien traité que les autres assurés par les médecins. À ce titre, le deuxième chapitre de cette thèse a exploré si les bénéficiaires de la CMU-C ont des évaluations subjectives (préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie, anticipations d'état de santé et de niveau de vie et perceptions de l'état de santé) différentes des autres membres de la société et si ces éventuelles différences peuvent jouer un rôle dans leurs comportements de soins. Cette étude a été réalisée à l'aide d'une enquête conduite en 2009 sur un échantillon représentatif de la population française. Avec des régressions multivariées, nous avons comparé les préférences, les anticipations et les perceptions puis les comportements de recours aux soins des bénéficiaires de la CMU-C (i.e. qui disposent d'une assurance complémentaire *via* un dispositif d'assistance), les titulaires d'une complémentaire privée (i.e. qui achètent une assurance complémentaire ou disposent d'une assurance complémentaire collective) et les personnes sans complémentaire (i.e. qui n'ont pas de couverture complémentaire). L'analyse s'est restreinte aux personnes en âge de bénéficier de la CMU-C, soit les personnes âgées de 18 à 64 ans. Les perceptions de l'état de santé et les anticipations d'état de santé et de niveau de vie des bénéficiaires de la CMU-C apparaissent inférieures au reste de la population. Ils sont aussi plus nombreux à refuser de réduire leur niveau de vie pour voir leur santé récente

s'améliorer, presque exclusivement parce qu'ils n'imaginent pas vivre avec un niveau de vie plus bas. Cependant, une fois tenue compte de leur état de santé et de leur niveau de vie, nous n'avons observé aucune spécificité des bénéficiaires de la CMU-C en termes de préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie, de perceptions de l'état de santé et d'anticipations d'état de santé. Seules leurs perspectives de niveau de vie restent toutes choses égales par ailleurs très inférieures au reste de la population. Nos estimations ont aussi mis en évidence l'existence d'une association positive et significative entre les préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie et les anticipations de niveau de vie. Ce résultat va dans le sens d'une utilité marginale de la santé qui serait fonction positive du revenu anticipé chez les assurés français de moins de 65 ans. Excepté pour les perceptions de l'état de santé, l'analyse des comportements de soins n'a pas montré d'association entre les dimensions subjectives et le recours au généraliste, au spécialiste et au dentiste. Les dimensions subjectives étudiées ne semblent finalement pas être à l'origine de mécanismes qui affecteraient particulièrement les comportements courants de recours aux soins des bénéficiaires de la CMU-C. Si c'est bien le bénéfice de l'assistance qui réduit leurs anticipations de niveau de vie, il ne paraît pas associé à leurs comportements de soins. Nous confirmons que c'est le bénéfice d'une assurance complémentaire santé, qu'elle soit privée ou délivrée par un dispositif d'assistance, qui joue avant tout un rôle dans les comportements de soins. Par cette étude, nous contribuons à la littérature concernant les déterminants de l'utilisation des soins en envisageant un effet psychologique de l'assistance sur les comportements de recours aux soins. Il n'avait, à notre connaissance, jamais été étudié jusqu'à maintenant. Toutefois l'absence de dimension longitudinale n'a pas permis de contrôler pour les caractéristiques individuelles inobservables. Si le bénéfice de l'assistance peut réduire les anticipations de niveau de vie des assurés, cette association peut aussi indiquer une relation inverse si les assurés qui anticipent un niveau de vie plus bas sont plus disposés à recourir à l'assistance. Enfin nous ne sommes pas en mesure d'évaluer si les anticipations de niveau de vie inférieures des bénéficiaires de la CMU-C sont réalistes ou sujettes à des biais de pessimisme (voire d'optimisme). Un prolongement intéressant de notre travail serait d'étudier si de tels biais peuvent être associés aux comportements de santé.

Dans le troisième chapitre de cette thèse, nous avons analysé comment la réforme de la complémentaire santé solidaire (CSS), mise en place en novembre 2019, a pu affecter le taux de couverture des personnes âgées à bas revenu. Depuis cette réforme, les assurés juste au-dessus du seuil d'éligibilité de la CMU-C, anciennement éligibles au dispositif de l'ACS, ne peuvent plus bénéficier d'une complémentaire subventionnée qui ne couvrirait

que le ticket modérateur sur les soins essentiels. Ils sont tenus de souscrire un contrat très couvrant sur les soins dentaires, optiques et l'audiologie pour continuer de bénéficier de la subvention. En réduisant le nombre d'options sur le marché, la réforme de la CSS a réduit les coûts d'acquisition de l'information pour participer au programme, ce qui peut favoriser le taux de couverture de la population ciblée. Mais pour la majorité des assurés anciennement couverts par l'ACS, elle a aussi eu pour effet d'augmenter le montant minimum de prime auquel ils peuvent souscrire une complémentaire santé, ce qui peut parallèlement nuire au taux de couverture des assurés modestes. À partir du Système national des données de santé (SNDS), nous avons sélectionné tous les assurés de plus de 64 ans titulaires d'un contrat ACS se terminant les premiers mois de la réforme puis nous avons étudié leur probabilité de participer au nouveau programme, la CSS avec participation financière. Deux approches empiriques ont été mobilisées : des régressions par les moindres carrés ordinaires et une étude par discontinuité de type *fuzzy*. Nos résultats par les moindres carrés ordinaires suggèrent que les hausses de prime ont pu décourager les assurés en meilleure santé à rester dans le programme. Cet effet reste à confirmer en appliquant la méthode de régression par discontinuité sur le sous-échantillon des assurés en meilleure santé. L'intérêt de cette étude est essentiel pour la politique publique. Avant la mise en place de la réforme de la CSS, la part de la population qui ne détient pas de complémentaire santé était déjà élevée au sein des ménages à bas revenu or elle pourrait s'intensifier suite à la mise en place de la CSS. En outre, plusieurs aspects de la réforme restent à évaluer. D'une part, il convient de réitérer notre étude sur des assurés plus jeunes, qui en meilleure santé pourraient être encore moins disposés à payer une prime plus élevée pour rester couverts par une complémentaire santé. D'autre part, notre travail s'est concentré sur la dimension financière de la réforme alors qu'en simplifiant le paysage de l'assurance complémentaire subventionnée pour les assurés à bas revenu, elle traite plus largement d'enjeux informationnels. Enfin, la CSS augmente le niveau de couverture des assurés qui restent dans le programme, ce qui pourrait réduire leur reste à charge et améliorer leur situation financière. Tous ces aspects de la réforme devront être évalués.

Cette thèse contribue à mieux envisager comment des barrières financières, des obstacles émanant de l'offre de soins ou des dimensions subjectives peuvent affecter l'accès aux soins des assurés qui bénéficient d'une complémentaire santé à travers un dispositif d'assistance. Nous avons montré que la contrainte sur les prix imposée aux médecins quand ils reçoivent un bénéficiaire de la CSS peut alimenter les discriminations observées par les *testing*. En outre, nos travaux mettent une nouvelle fois en évidence le problème des

effets seuils induits par les dispositifs d'assistance : interdire aux retraités modestes d'accéder à une complémentaire santé gratuite tout en les obligeant à prendre un contrat très couvrant qui n'est que partiellement subventionné peut décourager certains d'entre eux à acheter une complémentaire santé. Beaucoup d'autres questions soulevées par un système de protection sous forme d'assistance doivent encore être explorées. Dans un contexte de développement d'innovations médicales onéreuses et de plus en plus nombreuses, la recherche en économie de la santé a encore très peu étudié l'existence d'inégalités sociales d'accès aux traitements innovants. Dans la continuité de cette thèse, il serait intéressant d'étudier si les bénéficiaires des dispositifs d'assistance bénéficient autant (et tout aussi rapidement) des innovations thérapeutiques que les autres assurés, l'accès à ces traitements pouvant être hétérogène entre les médecins ou faire l'objet de traitements différenciés entre bénéficiaires ou non de l'assistance à médecin donné. Les enjeux d'accès aux soins évoqués au long de ce travail pourraient aussi être résolus, au moins partiellement, par la définition d'un panier de soins considéré comme essentiel et dont le remboursement serait entièrement assuré par l'assurance maladie obligatoire.

RÉSUMÉ

En France, l'existence d'un ticket modérateur sur les soins essentiels implique que tout assuré qui ne détient pas de complémentaire santé est exposé à un risque maladie non nul. Pour réduire ce risque qui pèse particulièrement sur les plus pauvres, le système de soins actuel repose sur la réussite de différents dispositifs d'assistance : en dessous d'un certain seuil de revenu, les assurés peuvent bénéficier s'ils en font la demande d'une complémentaire santé gratuite ou partiellement subventionnée. Dans cette thèse, nous proposons d'étudier au moyen d'analyses microéconométriques certaines limites que peut impliquer un tel système de soins. Dans le premier chapitre, nous étudions comment la contrainte sur les prix imposée par les dispositifs d'assistance aux médecins en secteur 2 et aux dentistes (i.e. l'interdiction de facturer des dépassements d'honoraires aux bénéficiaires de l'assistance) peut motiver les refus de soins observés dans les études de *testing*. Nos résultats suggèrent que quand ils acceptent plus de patients reçus au tarif inférieur, les médecins en secteur 2 et les dentistes ne peuvent pas annuler le choc financier en augmentant les tarifs facturés aux autres patients. Néanmoins, ils augmentent leur volume d'activité pour maintenir leur revenu. Ces répercussions pour les médecins et dentistes contribuent, sans les justifier, à expliquer l'existence de refus de soins. Le deuxième chapitre explore comment des dimensions subjectives telles que les préférences dans l'arbitrage santé/niveau de vie ou les anticipations de santé et de niveau de vie peuvent être à l'origine de mécanismes qui affecteraient particulièrement les comportements de recours aux soins des bénéficiaires de l'assistance. Nos analyses indiquent que ces derniers ne se distinguent des autres assurés qu'au niveau de leurs anticipations de niveau de vie, mais que leurs perspectives de niveau de vie particulièrement basses ne sont pas associées à leurs comportements de recours aux soins. Nous confirmons l'importance de détenir une assurance complémentaire, qu'elle soit privée ou délivrée par un dispositif d'assistance, pour accéder aux soins. Le dernier chapitre s'intéresse à la réforme de la Complémentaire santé solidaire qui a affecté le marché de la complémentaire santé subventionnée pour les personnes à bas revenu en novembre 2019. L'objectif est de déterminer si la suppression des contrats optionnels les moins couvrants a pu nuire au taux de couverture de la population ciblée. Cette analyse se concentre sur les assurés de plus de 64 ans. Nos résultats indiquent que les hausses de primes induites par la réforme ont pu exclure du marché les retraités modestes qui présentent le meilleur état de santé.

MOTS CLÉS

Accès aux soins, Comportements de santé, Offre de soins, Assurance santé complémentaire, Dispositifs d'assistance, Microéconométrie, Évaluation de politiques publiques

ABSTRACT

In France, a copayment on essential health care implies that any agent, who does not have any complementary health insurance, is exposed to a non-zero risk of illness. To reduce this risk, particularly regarding the poorest, the current healthcare system needs the success of various assistance schemes: below a given income threshold, agents could benefit from free or partially subsidized complementary health insurance if they request it. In this thesis, according to micro-econometric analyses, we propose some limitations that such kind of healthcare system may imply. The first chapter studies how the price constraint imposed by the assistance schemes on physicians who are allowed to charge balance billing and dentists (i.e. the balance billing ban to assistance recipients) can motivate the refusals of care observed in the testing studies. Our findings show that when they accept more patients without balance billing, physicians and dentists can't neutralize the financial shock by increasing balance billing charged to other patients. Nevertheless, they increase their volume of activity to maintain their earnings. These repercussions for physicians and dentists contribute to explaining the existence of refusals of care without justifying them. The second chapter explores how subjective dimensions, such as preferences in the health-income trade-off or health and income expectations, can be at the origin of some mechanisms affecting the use of healthcare services by assistance recipients. According to our analyses, the assistance recipients differ from other agents only concerning their income expectations. Still, their low income expectations are not associated with their use of health care services. We confirm the importance of having complementary health insurance, whether private or provided by an assistance scheme, to access healthcare. The last chapter concerns a reform that changed the French subsidized complementary health insurance market for low-income people in November 2019. The objective is to determine if removing the optional contracts with the lowest coverage has affected the coverage rate of the targeted population. The analysis focuses on people over 64 years old. Our results indicate that the premium increase induced by the reform may have excluded the pensioners in better health from the market.

KEYWORDS

Health care access, Health behaviors, Health care supply, Complementary health insurance, Assistance scheme, Microeconomics, Public Policy Evaluation