



HAL
open science

L'accès aux soins et à l'assurance complémentaire des ménages pauvres : le rôle des subventions publiques

Benoît Carré

► **To cite this version:**

Benoît Carré. L'accès aux soins et à l'assurance complémentaire des ménages pauvres : le rôle des subventions publiques. Economies et finances. Université Paris sciences et lettres, 2022. Français. NNT : 2022UPSLD027 . tel-04051749

HAL Id: tel-04051749

<https://theses.hal.science/tel-04051749>

Submitted on 30 Mar 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

**L'accès aux soins et à l'assurance complémentaire des
ménages pauvres : le rôle des subventions publiques**

Soutenue par

Benoît CARRÉ

Le 14 octobre 2022

École doctorale n°ED 543

École Doctoral SDOSE

Spécialité

Sciences Économiques

Composition du jury :

Thomas BUCHMUELLER Professeur, University of Michigan	<i>Rapporteur</i>
François-Charles WOLFF Professeur, Université de Nantes	<i>Rapporteur</i>
Brigitte DORMONT Professeure, Université Paris- Dauphine-PSL	<i>Présidente du Jury</i>
Michel GRIGNON Professeur, Mc Master University	<i>Examineur</i>
Denis RAYNAUD Directeur, Irdes	<i>Examineur</i>
Jérôme WITTEWER Professeur, Université de Bordeaux	<i>Examineur</i>
Florence JUSOT Professeure, Université Paris- Dauphine-PSL	<i>Directrice de thèse</i>

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

Remerciements

Le document que vous avez entre les mains vient conclure quatre années. Quatre années qui m'ont vu grandir, m'épanouir, murir et démarrer ma vie de chercheur. Et ce, grâce à l'entourage d'un grand nombre de personnes m'ayant accompagné, encouragé, aidé, conseillé, relu, corrigé, soutenu, mais aussi à tous ceux m'ayant sorti de la thèse pour rigoler, voyager, randonner, nager, jouer, rouler, courir, pagayer, visiter, s'amuser... Le moment est venu de vous remercier et me voici ému et un peu tendu... Vous rendre hommage à la hauteur de ce que vous m'avez apporté et vous exprimer ma gratitude est le défi auquel je m'attelle maintenant.

Mes tout premiers remerciements vont d'abord à Florence Jusot et Jérôme Wittwer pour avoir accepté de m'accompagner il y a quatre ans maintenant. Vous m'avez ouvert à un tout nouvel univers, moi qui envisageais la thèse, mais de loin. Vous m'avez guidé tout au long de cette thèse avec humanité et bienveillance, me laissant explorer par moi-même, trouver mon chemin et me tromper... tout en étant présents pour me faire prendre du recul sur mon travail et me redonner confiance en ce que je faisais.

Je remercie également Michel Grignon et Denis Raynaud d'avoir accepté d'être membres de mon jury et de m'avoir accompagné dans le cadre de mon comité de thèse. Votre intérêt pour mes travaux ainsi que votre implication pour me faire des retours toujours des plus pertinents, le tout étant attesté par la durée de ces comités (sans que cela se ressente), a été une source de motivation pour continuer à aller plus loin. Merci également pour votre bienveillance et votre disponibilité.

À Brigitte Dormont d'avoir accepté d'être membre de ce jury, merci pour les discussions que nous avons déjà pu avoir autour de la CMU-C et de l'ACS que ce soit en cours, en séminaire ou lors des comités de surveillance du fonds CMU. Je remercie également Thomas Buchmueller et François-Charles Wolff d'accepter d'être rapporteurs de cette thèse. Vos retours et les discussions que nous avons eues lors de la présoutenance ont déjà permis d'améliorer grandement la qualité de ces travaux. Je sais que les discussions à venir seront l'occasion d'aller encore plus loin et vous remercie de consacrer du temps à mes travaux.

Cette thèse a pu avoir lieu grâce au financement de la Caisse Nationale de l'Assurance Maladie et grâce à Chrystelle Gastaldi-Ménager qui fut l'initiatrice de ce projet. Sans financement, pas de thèse ... merci, Chrystelle, d'avoir lancé ce projet, de m'avoir fait confiance et de m'avoir accompagné tout au long de ma première année de thèse. Merci à Antoine et à Gonzague de m'avoir suivi par la suite, pour la confiance et l'autonomie que vous m'avez accordées. Je crois pouvoir dire que j'ai eu la chance de réaliser ma thèse dans des conditions vraiment confortables, du point de vue matériel et de l'environnement que vous avez créé et entretenu autour de moi.

Merci à tous les membres de la DSES de m'avoir accueilli parmi vous et de m'avoir partagé vos

connaissances et programmes, c'est grâce à vous que les données de remboursement, la matière première de cette thèse, a pu être extraite. Merci pour votre sympathie et votre bonne humeur qui ont égayé les jours de bureau, même lorsque ma présence s'est faite plus rare. Je retiendrai également votre intérêt et votre curiosité sur le statut et les journées d'un doctorant, intérêt et curiosité qui ont pu aller jusqu'à "mais tu as des tickets restau aussi?" ou "Mais en fait, est-ce que tu as des vacances?".

Merci à tous les membres du DEPP, de m'avoir accueilli et fait une place dans l'équipe au même titre que n'importe lequel d'entre vous. A Thomas pour ta motivation sans faille que ce soit pour aller courir ou nager le midi. À Pierre, Sophie, Alice, Muriel, Jean-Marie et j'oublie probablement certainement, pour votre motivation à aller courir le midi on n'était pas loin de lancer un club d'athlétisme ... À Dorian, Martine et Nadine, le bureau CMU/ACS, pour les collaborations fructueuses, votre écoute et vos conseils... une seule fausse note : quatre ans ne nous auront pas suffi à faire réparer ce store!

Muriel et Laurence pour votre aide, votre bonne humeur sans faille et toutes ces discussions. Corinne, pour ton ouverture d'esprit, l'attente commune des départs au grand air, les bons plans et le matériel de bivouac. Panayotis, pour ta patience, ta rigueur, ta sympathie, ta curiosité et ta disponibilité, les discussions avec toi ont été un réel plaisir et une source d'enrichissement permanente. Isabella, it's a pity we haven't had more office time to spend together, I could have also practiced my Spanish ... thank you for the debates about the peculiarity of breton's people and all the fun, I really enjoyed our discussions.

À Victor pour ta motivation pour la natation, les jeux, l'organisation du salon de thé du troisième étage et pour m'avoir partagé ton expérience en tant que docteur. En revanche, je ne sais pas si je dois te remercier de m'avoir embarqué sur cette installation de R... C'est évidemment une blague, tant il est plaisant et facile de travailler avec toi, j'ai énormément appris de tes qualités techniques et humaines, en plus d'avoir passé de bons moments, mille mercis... et bonne chance pour la suite.

À Jean-Marie et Morgane, pour m'avoir laissé faire sombrer votre productivité et pour ces moments partagés à boire du thé et surveiller le quartier. Alice, ta bonne humeur communicative, ton soutien et cette certitude de savoir que, même tard j'ai rarement été le dernier à partir du bureau. François-Olivier pour les moments de décompression et de compassion mutuelle, mais aussi les bonnes rigolades et bons plans restau en conférences.

À tous ceux qui m'ont aidé, soutenu, questionné ou avec qui l'on a rigolé : Sébastien, Philippe, Marie-Camille, Dimitri, Pauline, Cécile, Dalhia, Jérôme, Anna, Antoine ... À S@m, @pi-RH et *14, vous ne me manquerez pas, même si je sais que je retrouverai vos congénères partout où j'irai.

Depuis mon "demi-bureau CIFRE" chez les doctorants du LEDa j'ai eu l'occasion de me fondre dans le monde universitaire et de bénéficier de l'entraide, de l'émulation et de l'ambiance de cette coloc de jour.

Tout d'abord, Cécile, cette chance incroyable que l'on a eue de se retrouver inscrit dans la même

école doctorale, financés pour une thèse en économie de la santé. Merci de m’avoir aidé à m’intégrer rapidement chez les doctorants et de m’avoir fait découvrir cette université rapidement. On n’était pas amis pour rien avant de commencer cette thèse : on est tous les partis sur une même thématique. On a pu complètement partager nos doutes et stress liés à la thèse, mais également les supers moments : les déplacements à en France et à l’étranger et les supers nouveaux copains. On a fini par pousser le partage des bons et mauvais moments à fond en coécrivant un chapitre. Merci pour tout.

À Doriane, cette “grande sœur” qui prend son rôle très à cœur. Tes conseils sur le fond de mon travail ainsi que sur la forme m’ont tellement aidé pour démarrer cette thèse. Je n’ai pas compté les “Est-ce que tu peux m’envoyer un exemple de diaporama/abstract/poster/article/CV/LM pour voir comment tu fais stp” tellement il y a dû en avoir... Je te remercie également pour tous ces bons moments passés et futurs, principalement autour d’un plat ou d’un verre.

À Julien, “grand demi-frère” pour tes conseils, ta disponibilité pour partager l’étendue de tes connaissances et ton expérience, mais également pour ta bonne humeur et ton esprit fédérateur source de beaucoup d’amusement. À Antoine, autre “grand demi-frère” pour tes encouragements, ta bienveillance et ta disponibilité sans faille.

Adèle pour ta connaissance de toutes les bonnes adresses de Paris, ta gentillesse infaillible et ta capacité à conduire indéfiniment, t’avoir en voisine de bureau et amie est une vraie chance. Arthur, même si tu tentes de nous fuir auprès d’un peuple qui partage ton goût pour les recettes douteuses, tu n’échapperas pas aux remerciements, ta bienveillance, ta bonne humeur et ta motivation font également de toi un super ami et voisin de bureau.

À tous les fous qui peuplent le bureau C104 gauche et en font un endroit chaleureux : Cédric - bonheur sérénité, Alexis - prof de piscine, Côme – papa gâteau, Inès et sa motivation, Paul et son calme légendaire, Pauline, Chloé, Raphaël et j’en oublie évidemment

Yohan et Aimée, de la promo “qui fait de la santé” 2018, ce fut un réel plaisir de partager quatre années d’échanges, de rigolades et de conférences avec vous. Les autres membres de la team Legos : Eleonore, Clara, Christian, Alexis et Antonio. Aux motivés, toujours partants en journée ou en soirée : Julien, Anthonin, Mathilde, Léopold, Matteo, Eugénie ... merci !

C’est un passage par l’Irdes en fin de master qui m’a mis un pied dans le monde de la recherche pour la première fois. Je tiens donc à remercier Catherine Sermet, Sylvain Pichetti et Marc Perronin de m’avoir pris en stage en 2017 et fais venir à Paris.

Ce passage à l’Irdes a aussi été l’occasion de nombreuses rencontres et de beaucoup de bons moments, merci à toute l’équipe pour votre accueil d’alors. Ce passage à l’Irdes a été l’occasion d’une première communauté de chercheurs dans l’atmosphère “contestataire” du bureau des précaires avec Benoît (Géo), Christophe, Lucie, Coralie, Estelle ... Noémie avec qui j’ai eu la chance de continuer le chemin : thèse CIFRE au Legos, ça fait plus de choses à partager. Et Anne, fausse précaire, mais vraie

thésarde.

À Nicolas Sirven pour tous les conseils avisés qui m'ont permis d'avancer de l'Irdes à la thèse et pour m'avoir accueilli en exil à l'EHESP pendant quelques mois. À Myriam, précaire de la première heure, pour tous les moments partagés à Paris, Rennes et ailleurs, toujours de bonne humeur et motivée. Merci à la petite équipe des doctorants de l'EHESP de m'avoir si bien accueilli : Sarah, Maria et les autres ...

L'équipe du Fonds CMU qui m'a permis de rester plus longtemps à l'Irdes avec Marc, pour mon premier sujet CMU-C et pour avoir eu l'occasion de le présenter en conseil de surveillance à l'Assemblée nationale. Vous m'avez accompagné et avez suivi mes travaux avec un intérêt certain, puis avez su répondre à toutes mes interrogations avec rapidité et précision. Merci à Marianne Cornut-Pauchet, Stéphane Runfola, Philippe Comte, Sara Donati, Gwenaëlle Le Bohec et l'ensemble de l'équipe.

Enfin, merci à tous ceux qui m'ont sorti de ces travaux au cours de toutes ces années et qui n'ont pas rechigné à faire leur part de soutien moral. Les copains parisiens Mathias, Antoine, PJ, Pierre, Mélanie... Les copains de master Greivis, première docteure de la série, Vanessa et Riccardo, les futurs docteurs, Pierre, Aude, Raphaël et Dédé. Les copains de licence, Emma, Juliette, Julia, Nathalie, Titouan, Gwenaëlle, Jaouen. Merci à vous d'avoir été là.

À mes parents et ma sœur pour m'avoir soutenu, encouragé et pour vous être intéressé au fonctionnement du monde académique et à mes thèmes de recherche pour tenter de comprendre mon quotidien. À mes oncles, tantes, cousins et cousines pour les bons moments passés ensemble et vos encouragements.

À Charlotte, pour m'avoir soutenu, encouragé, conseillé et écouté toutes ces années, merci.

À tous ceux que je n'ai pas nommés, mais avec qui j'ai eu la chance de partager de bons moments, qui m'ont soutenu ou écouté, merci.

À tous ceux qui ont retenu qu'il ne faut pas demander "Alors, elle avance ta thèse?".

Benoît

Table des matières

Remerciements	iii
Table des matières	ix
Liste des tableaux	xiv
Liste des figures	xvii
Introduction	1
1 L'assurance et la consommation de soins	2
2 Non-couverture en assurance santé	5
3 Choisir un contrat d'assurance santé	8
L'objet de la thèse	10
Bibliographie	15
I Réduire les barrières financières à l'accès aux soins	19
1 Introduction	20
2 Le constat des inégalités de recours aux soins en France	22
3 L'évolution du financement des soins en France depuis 1945 : le renforcement d'un système à deux piliers	28
4 Généraliser la couverture complémentaire santé	32
5 Réduire l'avance de frais et réguler les prix	37
6 Discussion	39
Bibliographie	43
Annexes	48
II Public health insurance impact on the consumption of healthcare services for low income populations	53
1 Introduction	54
2 Data and study design	56
3 Empirical Strategy	58
4 Results	60
5 Discussion	71
Bibliography	73

Appendix	76
--------------------	----

III L'effet de l'Aide à l'acquisition d'une Complémentaire Santé (ACS) sur la consommation de soins de ses bénéficiaires 85

1 Introduction	86
2 Littérature	89
3 Etude empirique	90
4 Méthode	93
5 Résultats	98
6 Discussion	100
7 Conclusion	103
Bibliographie	105
Annexes	109

IV Complementary health insurance : does the price impact the choice? 115

1 Introduction	116
2 Background	117
3 Data	120
4 Empirical strategy	124
5 Results	127
6 Discussion	137
7 Conclusion	139
Bibliography	140
Appendix	143

V Les personnes à bas revenus sont-elles prêtes à payer plus pour continuer de bénéficier d'une complémentaire santé? 159

1 Introduction	160
2 La réforme de la complémentaire santé solidaire (CSS)	163
3 Comment la réforme de la CSS peut-elle affecter la demande d'assurance complémentaire santé?	166
4 Données	168
5 Stratégie empirique	174
6 Résultats	180
7 Discussion	185
Bibliographie	189
Annexes	193

Conclusion	211
1 Résultats et contributions	212
2 Prolongement des travaux	213

Liste des tableaux

Chapitre I	19
1 Populations cibles et délai recommandé pour les soins de dépistage	24
A1 Déterminants du taux de renoncement aux soins parmi les personnes âgées de 15 ans et plus (régressions logistiques)	49
A2 Déterminants du taux de recours aux soins parmi les personnes âgées de 15 ans et plus (Régressions logistiques)	50
Chapitre II	53
1 Sample size and demographic characteristics - study population	59
A1 Double difference main results - Probability of utilization	76
A2 Double difference main results - Conditional expenditure	76
A3 Double difference ind. covered with CHI in pre-period - Probability of utilization . . .	77
A4 Double difference ind. covered with CHI in pre-period - Probability of utilization . . .	77
A5 Double difference ind. uncovered with CHI in pre-period - Probability of utilization . .	78
A6 Double difference ind. uncovered with CHI in pre-period - Conditional expenditures .	78
A7 Double difference ind. always inside ALD scheme - Probability of utilization	79
A8 Double difference ind. always inside ALD scheme - Conditional expenditures	79
A9 Double difference ind. always outside ALD scheme - Probability of utilization	80
A10 Double difference ind. always outside ALD scheme - Conditional expenditures	80
A11 Event study analysis - Probability of utilization	81
A12 Event study analysis - Conditional expenditures	82
Chapitre III	85
1 Statistiques descriptives des groupes traité et contrôle	96
2 Estimation de l'impact de l'ACS sur la probabilité de recours en fonction du poste de soins	98
3 Estimation de l'impact de l'ACS sur le niveau de dépenses en fonction du poste de soins	99
A1 Double différence - Probabilité de recours	110

A2	Double différence - Dépense par consommant	111
----	--	-----

Chapitre IV 115

1	ACS coverage characteristics for each policy level	120
2	Population descriptive statistics	123
3	Summary descriptive tables	127
4	OLS estimation results	130
5	Main IV estimates	134
A1	Coverage quality heterogeneity, market share and price indices for each provider . . .	143
A2	Marginal effects at the means estimated with local average response function	144
A3	Ordered probit coefficients	145
A4	Ordered probit average marginal effects - 50 years old	146
A5	Ordered probit average marginal effects - 60 years old	146
A6	IV estimates - continuous instrument	147
A7	Coefficients from bivariate probit estimation at age 50 - first equation	148
A8	Coefficients from bivariate probit estimation at age 50 - second equation	148
A9	Coefficients from bivariate probit estimation at age 60 - first equation	149
A10	Coefficients from bivariate probit estimation at age 60 - second equation	149
A13	Characteristics according to whether individual treatment status could be corrected .	149
A11	Bivariate probit estimation at age 60 - equation correlation coefficient and 95% confidence interval	152
A12	Bivariate probit estimation at age 60 - Average treatment effect and 95% confidence interval	152
A14	2SLS first and second stage results excluding observations without matched right acquisition date	153
A15	2SLS first and second stage coefficients excluding observation with birth month equal to January or December	154
A16	Proportion of complier, always and never treated in each sample	155
A17	Univariate descriptive statistics according to instrument and treatment status - 50 years old sample	156
A18	Univariate descriptive statistics according to instrument and treatment status - 60 years old sample	157

Chapitre V 159

1	Statistiques descriptives	171
2	Résultats des estimations de l'équation 1	180

3	Résultats des estimations de l'équation 2	182
A1	Tableau des garanties pour les contrats ACS proposés par les 11 groupements d'OC entre juillet 2015 et novembre 2019	193
A2	Hétérogénéité de garanties des contrats ACS par groupement d'organismes complémen- taires	194
A3	Résultats des estimations de l'équation 1 - avec interaction entre $Prime^+$ et le 1 ^{er} quintile de la distribution des dépenses de santé passées	196
A4	Résultats des estimations de l'équation 2 - avec interaction entre $\Delta prime^+/\Delta prime^-$ et le 1 ^{er} quintile de la distribution des dépenses de santé passées	197
A5	Résultats des estimations de l'équation 1 - avec interaction entre $Prime^+$ et le sexe . .	198
A6	Résultats des estimations de l'équation 2 - avec interaction entre $\Delta prime^+/\Delta prime^-$ et le sexe	199
A7	Résultats des estimations de l'équation 1 - avec interaction entre $Prime^+$ et les caté- gories d'âge	200
A8	Résultats des estimations de l'équation 2 - avec interaction entre $\Delta prime^+/\Delta prime^-$ et les catégories d'âge	201
A9	Résultats des estimations de l'équation 1 - avec interaction entre $Prime^+$ et le statut ALD	202
A10	Résultats des estimations de l'équation 2 - avec interaction entre $\Delta prime^+/\Delta prime^-$ et le statut ALD	203
A11	Résultats des estimations de l'équation 1 selon le délai de transition considéré après la fin du contrat ACS - Contrat A	204
A12	Résultats des estimations de l'équation 1 selon le délai de transition considéré après la fin du contrat ACS - Contrat B	204
A13	Résultats des estimations de l'équation 1 selon le délai de transition considéré après la fin du contrat ACS - Contrat C	205
A14	Résultats des estimations de l'équation 2 selon le délai de transition considéré après la fin du contrat ACS - Contrat A	205
A15	Résultats des estimations de l'équation 2 selon le délai de transition considéré après la fin du contrat ACS - Contrat B	206
A16	Résultats des estimations de l'équation 2 selon le délai de transition considéré après la fin du contrat ACS - Contrat C	206
A17	Analyse de l'impact de $Prime^+$ sur la probabilité de transition de l'ACS vers la CSS-P - Régression sur discontinuité	207
A18	Analyse de l'impact de $\Delta prime$ sur la probabilité de transition de l'ACS vers la CSS-P - Régression sur discontinuité	207

A19	Tests de falsification pour la RDD dans le cadre de la <i>local randomization</i>	207
A20	Tests de falsification pour la RDD dans le cadre de la <i>continuity based approach</i>	208

Table des figures

Chapitre I	19
1 Odds-Ratios associés aux quintiles de revenu par unité de consommation	26
2 Odds-Ratios du recours aux soins associé à la couverture complémentaire santé	29
A1 Part des consultations de spécialistes avec dépassement d’honoraires dans la population ACS et CMU-C de Gironde	51
Chapitre II	53
1 Population selection procedure	58
2 Probability of use and expenditure per user evolution according to the program and type of care	61
3 Double difference point estimates, CMU-C impact on the probability to use and condi- tional expenditure by type of care	63
4 Double difference point estimates, estimations stratified upon initial coverage by a pri- vate CHI, CMU-C impact on the probability to use and conditional expenditure by type of care	65
5 Double difference point estimates, estimations stratified upon chronic disease payment exemption, CMU-C impact on the probability to use and conditional expenditure by type of care	66
6 Double difference dynamic point estimates, quarterly CMU-C impact on the probability to use and conditional expenditure by type of care	68
7 Double difference point estimates, falsification checks	69
8 Double difference point estimates, estimations with sample restrictions	70
Chapitre III	85
1 Sélection de la population	92
2 Hypothèse des tendances communes	94
3 Probabilité de recours et dépenses par consommant en fonction du trimestre d’ouverture des droits et du poste de soins	97

A1	Grilles de garanties des contrats ACS	109
A2	Pratique du tiers payant non obligatoire au régime général par profession au 2ème trimestre 2017	112
Chapitre IV		115
1	The ACS subsidy design	119
2	Premium and out of pocket premium according to age and coverage level in 2015 . . .	121
3	Treatment eligibility periods for individuals aged 50 according to month of birth . . .	126
4	Probability to be treated according to age in number of month and to month of birth	127
A1	Right and policy acquisition delay	152
Chapitre V		159
1	Niveau de prime par âge - Complémentaire Santé Solidaire avec Participation financière (CSS-P)	166
2	Part de bénéficiaires d'un contrat ACS qui payeraient 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 (A, B et C)	173
3	Probabilité de transition vers la CSS-P sous trois mois - Selon les montants de variations de prime si transition à la CSS-P et par type de contrat ACS passé	174
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>)	177
5	Variation moyenne du montant de la prime si transition de l'ACS vers la CSS-P autour de 71 ans - par type de contrat ACS	178
6	Coefficients estimés pour la variable $Prime^+$ dans l'équation 1 - Selon le délai de transition considéré après la fin du contrat ACS	185
7	Coefficients estimés pour les variables $\Delta prime^+$ (*100€) et $\Delta prime^-$ (*100€) dans l'équation 2 - Selon le délai de transition considéré après la fin du contrat ACS	185
A1	Revenus d'éligibilité* aux différents dispositifs publics subventionnant l'accès à la complémentaire santé en 2019	193
A2	Montant de prime et restes à payer des bénéficiaires ACS selon leur âge et leur niveau de contrat A, B ou C	194
A3	Part de bénéficiaires d'un contrat ACS qui payeraient 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 (A, B et C)	195
A4	Part de bénéficiaires de l'ACS ayant transité de l'ACS vers la CSS-P entre 3 jours et 6 mois après la fin de leur contrat ACS	195

A5	Probabilité de transition de l'ACS vers la CSS-P autour de 71 ans - par type de contrat ACS (<i>local randomization</i>)	196
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>)	197
A7	Probabilité de bénéficier d'au moins une ALD autour de 71 ans - par type de contrat ACS (<i>local randomization</i>)	198
A8	Probabilité de bénéficier de l'AAH autour de 71 ans - par type de contrat ACS (<i>local randomization</i>)	199
A9	Dépenses de santé en 2019 autour de 71 ans - par type de contrat ACS (<i>local randomization</i>)	200
A10	Probabilité d'être une femme autour de 71 ans - par type de contrat ACS (<i>local randomization</i>)	202
A11	Probabilité de bénéficier d'au moins une ALD autour de 71 ans - par type de contrat ACS (<i>continuity based approach</i>)	203
A12	Probabilité de bénéficier de l'AAH autour de 71 ans - par type de contrat ACS (<i>continuity based approach</i>)	208
A13	Dépenses totales de santé autour de 71 ans - par type de contrat ACS (<i>continuity based approach</i>)	209
A14	Probabilité d'être une femme autour de 71 ans - par type de contrat ACS (<i>continuity based approach</i>)	209

Introduction

1	L'assurance et la consommation de soins	2
2	Non-couverture en assurance santé	5
3	Choisir un contrat d'assurance santé	8
	L'objet de la thèse	10
	Bibliographie	15

La constitution de l'Organisation Mondiale de la Santé stipule que "La possession du meilleur état de santé qu'il est capable d'atteindre constitue l'un des droits fondamentaux de tout être humain, quelles que soient sa race, sa religion, ses opinions politiques, sa condition économique"(Organisation Mondiale de la Santé, 1985). Si l'état de santé n'est pas uniquement déterminé par la consommation de soins, sans l'existence d'un système de santé garantissant des soins de qualité et accessible (financièrement, géographiquement et dans un délai acceptable) il n'est pas possible de garantir un tel droit fondamental.

Pour fournir des soins accessibles, le financement est souvent indirect et passe par l'intermédiaire d'assurances (publiques ou privées) ou par le gouvernement. Les (futurs) patients financent le système en payant des primes d'assurance, des cotisations sociales ou des impôts qu'ils soient malades ou non. Ils bénéficient en retour d'un remboursement partiel ou complet de leurs dépenses de santé quand ils utilisent le système de soins. Ainsi il est possible de dé-corréler, au moins en partie, l'utilisation du système de soins de la capacité contributive des patients. Le financement des soins via l'assurance maladie est donc un élément déterminant de l'accès aux soins et indirectement, de l'état de santé d'une population.

Ce travail de thèse s'intéresse à l'assurance complémentaire et aux ménages pauvres, en France. En évaluant des politiques modifiant les conditions d'accès à l'assurance complémentaire des ménages pauvres, nous cherchons à enrichir notre connaissance de leur demande de soins et d'assurance. Au-delà de l'intérêt scientifique, ces connaissances pourront servir à éclairer les décideurs pour orienter les politiques d'accès aux soins et de réduction des inégalités dans le cadre d'un système d'assurance complémentaire "à la française". Enfin, dans l'immédiat, ces travaux informent sur les effets de politiques en vigueur à l'heure actuelle.

L'objectif de cette introduction est de décrire l'assurance maladie comme objet économique, son rôle dans l'accès aux soins et les mécanismes connus qui influent sur les taux et niveaux de couverture d'une population. Le système d'assurance complémentaire français et les politiques d'accès aux soins n'y sont pas décrits. Le lecteur intéressé peut se référer au premier chapitre, il y est décrit, accompagné d'un état des lieux des iniquités d'accès aux soins. Par ailleurs, les politiques étudiées au sein de chaque chapitre y sont contextualisées afin que chaque chapitre puisse être lu indépendamment.

1 L'assurance et la consommation de soins

1.1 L'assurance comme objet économique

L'assurance maladie, en tant qu'objet économique, est définie dans le cadre de la micro-économie classique, un cadre dans lequel les agents sont rationnels et où il n'existe pas d'asymétries d'information. Dans ce cadre, l'assurance santé est un instrument qui a pour objectif de lisser les dépenses de santé entre les périodes de bonne et de mauvaise santé des agents. L'agent économique, averse ou

neutre vis-à-vis du risque, paye une prime d'assurance actuariellement neutre dont le montant total est égal au montant des dépenses de santé qu'il peut s'attendre à payer. Cette prime totale est ensuite divisée par le nombre de périodes (mois) pour lesquelles l'assurance est souscrite. Cet échelonnement des dépenses de santé permet de répartir les dépenses de santé sur un nombre de périodes plus important que les périodes où l'agent est malade et donc de lisser le revenu disponible de l'agent. Cette réduction de la variabilité du revenu disponible génère du bien être pour tout agent étant averse au risque. Dans ce cas, il peut même être prêt à payer une prime de risque, en plus de la prime actuarielle, pour réduire la variance de son revenu disponible.

En ce sens, l'assurance santé ressemble à un prépaiement des dépenses et n'a pas d'effet attendu en termes de consommation de soins ni d'état de santé. Pour tout agent averse au risque, il est optimal d'avoir une assurance prenant en charge la totalité de ses dépenses de santé en échange du paiement d'une prime actuarielle majorée d'une prime de risque (McGuire, 2011).

1.2 L'aléa moral

Cependant, comme noté dans un premier temps par Arrow (1963), les probabilités d'utiliser le système de santé et de tomber malade ne sont pas totalement en dehors du contrôle de l'agent. Il peut par exemple réduire ses efforts de prévention, s'ils lui coûtent (coût d'opportunité du temps, désutilité ...), sachant que ses soins sont pris en charge à 100% . Par ailleurs, l'agent peut également, pour un état de santé donné, décider d'une utilisation plus importante du système de santé (demander un avis supplémentaire auprès d'un autre médecin, consommer plus de médicaments ou des médicaments non nécessaires...). En dehors d'un cadre où l'information est supposée parfaite, ces changements de comportements sont difficilement observables par l'assureur. Ce dernier ne peut donc pas ajuster la prime d'assurance de l'agent aux variations de son niveau de risque ou de sa consommation de soins. Ce changement de comportement est appelé par Arrow "Aléa moral".

Pauly (1968) reprend le concept d'aléa moral en affirmant qu'une augmentation de la demande de soins associée à la couverture assurantielle n'a rien à voir avec la morale. Son idée est que, si les soins médicaux sont des biens normaux¹, alors il est normal d'observer une augmentation de la consommation de soins une fois l'agent assuré. En effet, l'assurance, en remboursant tout ou a minima une partie des soins, a pour effet de faire diminuer leur prix au moment où ceux-ci sont consommés. L'augmentation de la consommation associée à la couverture assurantielle résulte donc du comportement normal du consommateur. Celui-ci consomme des soins jusqu'à ce que l'utilité marginale qu'il retire de sa consommation de soins égale le coût marginal de ces derniers. L'agent, dans ce cadre, est donc tout à fait capable d'évaluer la satisfaction qu'il retire de sa consommation de soins.

1. En ce sens que ce sont des biens dont la consommation augmente quand le prix diminue.

1.3 Aléa moral et résultats empiriques

L'analyse empirique de la demande de soins en fonction du prix tend à valider l'idée d'une demande élastique au prix. La décision de consommer n'est donc pas dictée uniquement par le besoin de soins. La littérature sur l'élasticité prix de la demande d'assurance est vaste et converge en un point : l'élasticité prix est négative et inférieure à moins un. Les biens et services médicaux font partie des biens dont la demande est faiblement élastique au prix. Deux expérimentations sont communément mises en avant pour illustrer ce résultat.

La première, la *RAND Health Insurance Experiment (RAND HIE)* est une expérience qui a attribué, de façon aléatoire, différents contrats d'assurance santé avec des niveaux de remboursements variant de 5% à 100% de la dépense de santé. Cette expérience pionnière a permis d'analyser l'effet du niveau de remboursement des soins sur la demande de soins en ville et à l'hôpital pour différentes catégories de population et d'analyser les effets d'un faible remboursement des soins sur la santé. L'ensemble des résultats est consigné dans un livre (Newhouse et al., 1993). Le grand résultat en ayant émergé de cette expérimentation est le calcul d'une élasticité prix de la demande de soins, tous soins confondus, égale à -0,2. Si ce résultat est issu d'une expérimentation des années 70, il est encore utilisé aujourd'hui comme la référence pour attester d'une demande de soins sensible au prix. Les résultats issus du *RAND HIE* montrent également qu'un faible niveau de participation financière est suffisant pour réduire la consommation de soins.

La seconde, *L'Oregon Health Insurance Experiment (Oregon HIE)*, est issue d'un contexte différent : aux États-Unis, l'état de l'Oregon a, en 2008, étendu le budget pour son programme d'assurance santé subventionné et sous condition de ressources, Medicaid. Cette extension de budget est cependant limitée et permet d'inclure un nombre maximum d'assurés supplémentaires dans le programme. Les nouveaux bénéficiaires sont choisis via un système de loterie, parmi une liste de demandeurs. Cette attribution aléatoire du bénéfice du programme Medicaid a donc permis à une équipe de chercheurs de mesurer l'effet de l'attribution aléatoire de Medicaid sur la demande de soins. Finkelstein et al. (2012) apportent une nouvelle preuve que le bénéfice d'une assurance santé est associé à une augmentation de la consommation de soins pour les populations à bas revenu.

1.4 Remises en causes de la théorie de l'aléa moral

Cependant, l'existence d'une sensibilité au prix de la demande de soins, ne suffit pas, à elle seule, à valider la théorie de l'aléa moral comme ajustement rationnel de la consommation de soins au prix payé. Selon cette théorie, l'agent consomme des soins tant que l'utilité marginale issue de la consommation de ces soins est supérieure au coût marginal de ces soins (Pauly, 1968). Implicitement, cela implique qu'il ou elle connaisse avec certitude l'effet qu'aura le soin consommé sur son état de santé, en termes préventif ou curatif. Cependant, comme le souligne Arrow (1963), les marchés de biens

et services médicaux sont caractérisés par une double incertitude : celle du diagnostic et celle de la guérison. La première incertitude implique que, même un médecin, face à un ensemble de symptômes, a toujours une incertitude sur la source de ceux-ci. La seconde implique quant à elle que même face à un diagnostic certain, l'effet d'un traitement sur la maladie diagnostiquée reste incertain. Ainsi, cette double incertitude jette le doute sur la capacité des patients à mesurer la satisfaction qu'ils retireront des soins consommés, puisque cette dernière passe par la restauration de l'état de santé engendrée par les soins.

Les travaux issus du *RAND HIE* (entre autres), ayant démontré la sensibilité de la consommation des soins au prix, ont également montré que cette sensibilité n'est pas fonction de la pertinence des soins consommés (Newhouse et al., 1993 ; Baicker et al., 2015). Quand le prix des soins varie, les quantités de soins pertinents et non pertinents, vis-à-vis de l'état de santé du patient, varient de manière similaire, ce qui tend à démontrer que les patients ne différencient pas les soins qui leur seront bénéfiques de ceux qui ne le seront pas pour eux.

1.5 Théories alternatives du rôle de l'assurance santé

D'autres théories coexistent pour expliquer pourquoi les agents se couvrent contre les conséquences financières de la maladie. Nyman (2003) propose une théorie alternative dans laquelle le principal motif d'achat d'assurance n'est pas l'aversion au risque, mais un transfert de revenu entre l'état du monde où l'agent est en bonne santé et l'état où il est en mauvaise santé. Ce transfert entre les états du monde se traduit de la manière suivante : l'agent paye une prime d'assurance qu'il soit en bonne ou en mauvaise santé pour que ces soins soient remboursés quand il est malade. Ce transfert de revenu entre différents états du monde est générateur de bien-être pour l'agent de deux manières. Premièrement, ce transfert de revenu permet à l'agent de payer des soins dont le montant dépasse la totalité de son revenu disponible mensuel (Nyman, 1999). Deuxièmement, pendant les périodes où l'individu est malade, il souffre d'une perte de revenu disponible liée au coût des soins et à une potentielle incapacité de travailler. Le transfert de revenu lié à l'assurance lui apporte de la satisfaction en tant que tel. De plus, si l'utilité marginale du revenu est décroissante, ce transfert de revenu fonctionne de la manière suivante : une petite quantité d'argent (la prime) est prélevée chaque mois, provoquant une faible désutilité à l'agent et, quand l'agent tombe malade, une quantité plus importante d'argent lui est versée.

2 Non-couverture en assurance santé

L'assurance complémentaire en France et l'assurance primaire aux États-Unis sont marquées par une surreprésentation de la population non assurée dans le bas de la distribution des revenus (Keisler-Starkey and Bunch, 2021 ; Pierre, 2022). Une explication couramment avancée de cette surreprésenta-

tion de la population non assurée parmi la frange la plus pauvre de la population est la non-accessibilité financière de l'assurance maladie. Le paiement d'une prime d'assurance représenterai une part trop élevée du budget de ces ménages (Bundorf and Pauly, 2006).

2.1 L'accessibilité financière à l'assurance santé

Bundorf and Pauly (2006) questionnent cet argument de non-accessibilité financière à l'assurance maladie et en donnent deux définitions. L'une normative, basée sur un niveau de revenu défini *ad-hoc*, et l'autre positive, basée sur l'observation des taux de non-assurance dans une population.

Ainsi, la non-accessibilité financière peut être définie normativement de manière à ce que, si le revenu disponible d'un agent, soustrait du montant d'une prime d'assurance (correspondant à un niveau de minimal d'assurance) n'est plus suffisant pour permettre à l'agent de consommer des biens et services vitaux et de qualité minimale (nourriture en quantité et qualité suffisante, logement salubre, habillement décent, transport...), alors l'assurance santé peut être définie comme non accessible pour cet agent. En choisissant un seuil normatif d'accessibilité à l'assurance complémentaire santé égale au seuil de pauvreté en France, Jusot et al. (2012), montrent qu'en 2006, l'achat d'une complémentaire santé représente une somme trop importante pour le budget de 18% de la population française.

Une définition positive de la non-accessibilité est de rechercher si un saut existe dans la probabilité d'être couvert par une assurance santé en fonction du revenu. Si un tel saut existe, il peut suggérer l'existence d'un seuil d'accessibilité financière à l'assurance santé (Bundorf and Pauly, 2006). Cependant, la littérature empirique sur le sujet tend à conclure à l'absence de saut net dans la distribution de la probabilité d'être couvert en fonction du revenu. Cette absence claire de seuil peut s'expliquer par le rôle du besoin de soin, l'état de santé, dans la demande d'assurance dont il est le principal déterminant. Même si le revenu et l'état de santé sont corrélés, il existe des individus en bon et en mauvais état de santé à tous les niveaux de revenus, et donc des agents avec un intérêt différent à acheter une assurance maladie. Ainsi, le taux de couverture augmente de façon continue avec le niveau de revenu et non de façon discrète (Bundorf and Pauly, 2006 ; Perronnin, 2018).

2.2 Expliquer la non-assurance

S'il n'est pas possible de définir, via une définition positive, un seuil d'accès à l'assurance, il est possible d'expliquer la non-assurance par la différence entre la disposition à payer d'un individu pour une assurance santé (ou les dépenses de santé auxquelles il est prêt à consentir quand il n'est pas assuré) et le montant des dépenses de santé qu'il se fait rembourser quand il est assuré (la prime que l'assureur facturera à l'assuré). L'élasticité revenu de la demande d'assurance étant positive (McGuire, 2011), on observe que la disposition à payer pour l'assurance augmente avec le niveau de revenu de l'assuré (Saliba and Ventelou, 2007 ; Grignon and Kambia-Chopin, 2009). Finkelstein et al. (2019) montrent que la non-assurance parmi les ménages à bas revenu peut, en partie, être expliquée par une

disposition à payer pour l'assurance inférieure au coût des soins que se font rembourser ces mêmes ménages quand ils sont assurés - ce dernier coût étant égal à la prime facturée par l'assureur.

Face à cette différence entre disposition à payer et niveau de prime d'assurance, une solution directe semble être de subventionner l'assurance santé pour les plus faibles revenus afin de "combler" la différence. Cependant, la littérature existante sur l'effet des subventions sur le taux de couverture de la population par une assurance santé s'accorde sur le fait que, si les subventions ont un effet positif, celui-ci reste modéré (Guthmuller et al., 2014 ; Pierre and Jusot, 2017 ; Frean et al., 2017). Et ce, sur des populations de salariés, mais également sur les populations à faible revenu (Grignon and Kambia-Chopin, 2009 ; Saltzman, 2019). L'effet principal des subventions étant finalement de réduire le poids de la prime d'assurance dans le budget des ménages.

Même les programmes offrant des subventions complètes ne permettent pas de couvrir la totalité des populations ciblées (Baicker et al., 2012). En effet, si la subvention complète permet de supprimer le coût monétaire associé à l'assurance, des coûts non monétaires sont associés au recours à l'assurance : temps passé à chercher les informations, à les assimiler, temps passé à remplir les formulaires de demande, transmettre les dossiers ... (Remler and Glied, 2003 ; Baicker et al., 2012) À ces coûts de recherche d'information et coûts administratifs, peuvent également s'ajouter d'éventuelles discriminations ou stigmas associés aux programmes sous condition de revenu (Desprès et al., 2009 ; Chareyron et al., 2020).

Parmi les raisons avancées pour expliquer la faible disposition à payer pour l'assurance d'une partie de la population, la possibilité de se faire soigner gratuitement en cas d'urgence vitale, ou la faillite personnelle, sont mises en avant aux États-Unis comme assurance santé implicite (Mahoney, 2015 ; Finkelstein et al., 2019).

2.3 Le rôle de la sélection adverse

L'existence d'incertitudes sur la consommation de soins et d'asymétries d'information entre l'assuré et l'assureur rend l'existence de contrats écrits "sur mesure" impossible en pratique. L'agent doit alors choisir entre des contrats écrits pour des groupes de populations plus ou moins homogènes. La prime d'assurance payée est alors égale à la moyenne des soins totaux remboursés pour les bénéficiaires d'un même contrat. En cas de disparités de besoin de soins entre les titulaires d'un même contrat, les individus en meilleure santé payent une prime supérieure à celle qu'ils auraient payée pour un contrat sur mesure. En revanche, ceux ayant un besoin de soins plus important payent une prime inférieure à celle qui correspondrait à un contrat sur mesure.

Dans ce cas, on observe que les individus représentant les meilleurs risques, ayant le besoin de soins le plus faible, tendent à quitter ce contrat qui leur coûte plus cher que leurs dépenses de santé. S'il existe un contrat moins généreux, à un moindre coût, ils peuvent y souscrire. Ils restent alors assurés bien qu'à un niveau plus faible que celui souhaité on parle alors de sous-assurance. S'il n'existe pas de

contrat moins généreux, ils deviennent alors non assurés. Enfin, la prime facturée aux souscripteurs restant dans le contrat augmente à mesure que l'état de santé moyen des souscripteurs se détériore avec la sortie des "meilleurs risques" (Rothschild and Stiglitz, 1976).

Le cas exposé dans le paragraphe précédent décrit une situation où le marché d'assurance maladie est caractérisé par de la sélection adverse c'est-à-dire une situation où la disposition à payer des agents augmente avec leur besoin de soins. Cependant, la disposition à payer des individus peut aussi dépendre de leur aversion au risque, auquel cas des individus avec un besoin de soins plus faible peuvent avoir une disposition à payer plus élevée que des individus avec un besoin de soins plus important (Einav and Finkelstein, 2011).

3 Choisir un contrat d'assurance santé

3.1 Sous-assurance et sur-assurance

Pour un agent économique, choisir le "bon" contrat parmi un menu d'options consiste à choisir le contrat minimisant ses dépenses de santé totales. Soit la somme de la prime d'assurance payée et le coût des soins qui resteront à sa charge après remboursement de son assurance. Si la prime d'assurance est une somme fixe connue au moment de la souscription du contrat, évaluer le montant de son reste à charge est un exercice compliqué et incertain. Le futur reste à charge d'un patient dépend de ses dépenses de santé futures, et donc de son état de santé, ainsi que de la projection de ces dépenses de santé attendues vis-à-vis des différents contrats d'assurance du menu.

Un agent ayant réalisé un choix d'assurance ne minimisant pas ses dépenses de santé totales réalise donc un choix non optimal. Un agent sera dit surassuré si son choix de contrat d'assurance entraîne le paiement d'une prime d'assurance trop élevée et non compensée par la diminution du reste à charge vis-à-vis du contrat optimal. Inversement, la sous-assurance peut être définie comme un choix de contrat d'assurance dont le reste à charge est plus important que celui du contrat optimal, mais non compensé par une diminution de la prime d'assurance pourtant moins élevé. Il est également possible de définir la sous-assurance de façon normative en considérant que le reste à charge d'un assuré ne doit pas dépasser un certain seuil (absolu ou en pourcentage du revenu) (Van Doorslaer et al., 2007 ; Abraham et al., 2010).

3.2 Limiter la sous-assurance sans favoriser la non-assurance

La sous-assurance est plus souvent considérée comme problématique que la surassurance. En effet, bénéficier d'un niveau de couverture laissant à la charge des participations financières importantes au regard de son état de santé peut constituer une barrière financière à l'accès aux soins ou entraîner des restes à charge importants relativement au revenu du ménage.

Pour limiter la sous-assurance, le législateur peut décider d'interdire la vente de contrats d'assurance proposant de bas niveaux de couverture sur le marché. Ce faisant, le législateur augmente mécaniquement le niveau de couverture des agents couverts sur le marché. En plus de limiter la sous-assurance, ce type de mesure peut avoir comme propriété intéressante d'augmenter le niveau de solidarité horizontale des contrats haut de gamme.

Cependant, en présence de sélection adverse, comme expliqué précédemment, ce type de régulation peut pousser les individus en meilleure santé à préférer ne pas s'assurer et donc réduire le taux de couverture global de la population. En présence de sélection adverse et quand l'assurance n'est pas obligatoire, il existe donc un arbitrage entre le niveau de solidarité et la part de la population que l'on souhaite couvrir (Geruso et al., 2019 ; Saltzman, 2021).

Sortir de cet arbitrage solidarité-universalité dans le cadre d'un marché d'assurance maladie nécessite de recourir à d'autres mécanismes que le nombre d'options disponibles et les caractéristiques des contrats en eux-mêmes.

Pour limiter la proportion d'agents en situation de sous-assurance sur un marché, il est possible de compenser les contrats entre eux pour les différences de niveau de risque moyen. Dans un marché caractérisé par de la sélection adverse, une telle politique aura pour effet de diminuer la prime payée pour les contrats haut de gamme et d'augmenter celle des contrats bas de gamme. La réduction de la différence de prix entre les différents niveaux de contrat a pour effet d'inciter au transfert d'assurés depuis les contrats bas de gamme vers les contrats haut de gamme et ainsi de limiter la sous-assurance. Cependant, toute augmentation du prix minimum auquel s'acquiert l'assurance est associée à un risque d'augmentation de la part des agents ne se couvrant pas en achetant une assurance santé (Geruso et al., 2019 ; Saltzman, 2021).

Ce phénomène peut être atténué en rendant l'assurance obligatoire, souvent sous peine de sanction financière. Une assurance obligatoire permet de maintenir les agents en meilleure santé sur le marché et donc de limiter les phénomènes de non-assurance. Dans le cas où le marché est marqué par de la sélection adverse, ce maintien des individus en meilleure santé sur le marché entraîne une diminution du risque moyen dans les contrats les moins couvrants et donc une diminution des primes sur ces mêmes contrats. Cette diminution des primes entraîne une augmentation des prix relatifs entre contrats bas et haut de gamme et est donc susceptible de faire passer les assurés des contrats haut de gamme vers des contrats bas de gamme, et donc de favoriser la sous-assurance (Geruso et al., 2019 ; Saltzman, 2021).

Enfin, comme évoqué plus haut, les politiques de subvention de l'assurance santé par le gouvernement et l'employeur peuvent également contribuer à réduire la non-assurance et la sous-assurance, les politiques de subventions ayant un effet plus important sur la sous-assurance que sur la non-assurance (Gruber and Washington, 2005 ; Saltzman, 2019). C'est finalement la combinaison de différents mécanismes qui peut permettre de limiter la non-assurance et la sous-assurance sur les marchés d'assurance.

L'objet de la thèse

Chapitre I

Ce premier chapitre propose un état des lieux du système de soins en France. Il détaille les niveaux d'inégalités d'accès aux soins, puis tire les leçons des diverses politiques mises en œuvre au cours des dernières décennies pour les atténuer. Ces vingt dernières années ont été marquées par la mise en place de mesures visant la gratuité de certains soins ou la réduction du coût de la complémentaire santé pour les ménages les plus modestes. Les évaluations disponibles démontrent l'efficacité de la gratuité, qu'elle s'applique aux soins ou à l'assurance, même si elle peut conduire à une moindre qualité perçue ou à des discriminations lorsqu'elle est assortie de tarifs plafonnés. La littérature converge également sur l'inefficacité des subventions à l'assurance. Les réformes les plus récentes, qui n'ont pas encore été évaluées, visent quant à elles à modérer les prix des soins mal couverts par l'assurance maladie.

Nous nous demandons, à partir de données de l'Enquête Santé et Protection sociale/European Health Interview Survey (ESPS/EHIS), si en 2014 et en dépit des efforts des autorités, il subsiste des inégalités de recours aux soins en France. Nous montrons que des inégalités d'accès aux soins persistent et sont particulièrement importantes pour les soins de spécialistes, les soins dentaires, d'optique et les soins préventifs. Ces inégalités existent entre individus ayant des besoins de soins identiques.

Chapitre II

Après avoir revu le contexte sur les inégalités et les politiques d'accès aux soins en France, nous nous intéressons spécifiquement à l'effet du programme phare pour l'accès aux soins des plus pauvres : la Couverture Maladie Universelle Complémentaire (CMU-C).

Nous évaluons l'effet du bénéfice de cette assurance, généreuse, gratuite et sous conditions de ressources sur l'utilisation du système de santé des bénéficiaires. Cette nouvelle évaluation propose de mesurer l'effet propre de la CMU-C - soit l'effet combiné du remboursement à 100% des soins, des tarifs opposables et du tiers payant intégral qu'elle offre - sur la consommation de soins des bénéficiaires. Le défi d'une telle évaluation est de mesurer une variation de la consommation de soins qui ne soit pas associée à une sélection des bénéficiaires dans le dispositif². Pour mesurer cet effet de la CMU-C, sans effet de sélection, nous étudions une sous-population de bénéficiaires de la CMU-C dont nous pouvons raisonnablement penser qu'ils n'ont pas cherché à être couverts par le programme.

Pour trouver un tel sous-échantillon, nous mobilisons les données médico-administratives du Système National des Données de Santé (SNDS). Nous utilisons la possibilité qu'ont les hôpitaux d'aider des patients éligibles à la CMU-C à constituer leur dossier de demande. Dans ce cas, le bénéfice de la CMU-

2. On appelle sélection dans le dispositif, le fait, pour certains bénéficiaires, de recourir à la CMU-C au moment où leur besoin de soins augmente. Dans ce cas, on observe effectivement une corrélation entre le recours au dispositif et la consommation. Mais, c'est l'augmentation de la consommation de soins qui conduit au recours à la CMU-C, ce n'est pas l'effet du programme.

C n'est pas octroyé uniquement au patient hospitalisé, mais également aux membres de son ménage. En arguant de l'incertitude (au moins à court terme) entourant la possibilité d'être hospitalisé, nous faisons l'hypothèse que pour les membres du ménage du patient hospitalisé, la couverture par la CMU-C résultant de l'hospitalisation n'est pas corrélée avec une dégradation de leur état de santé.

Nous analysons les variations de consommation de ce sous-échantillon sur une période allant de deux ans avant le recours à la CMU-C et pendant les deux années de couverture par le programme. Ces variations sont comparées aux évolutions de consommation d'un groupe d'assurés sociaux non bénéficiaires de la CMU-C, ni de l'Aide à la Complémentaire Santé (ACS), mais couverts par une assurance complémentaire santé.

Une analyse en différence-de-différences avec effets fixes individuels et temporels nous permet de montrer que le bénéfice de la CMU-C est associé à une augmentation importante de la probabilité trimestrielle de recourir aux soins et du niveau de dépenses de santé des bénéficiaires recourant aux soins. Ce résultat est démontré pour l'ensemble des postes de soins étudiés : soins de ville, de généralistes, spécialistes, pharmacie et soins dentaires.

Par ailleurs, des analyses de l'hétérogénéité de l'effet montrent que le bénéfice de la CMU-C augmente la consommation de soins pour les bénéficiaires qui n'étaient pas couverts par une assurance complémentaire auparavant, mais également, dans une moindre mesure, pour ceux qui bénéficiaient d'une assurance complémentaire privée. Nous trouvons également un effet positif et significatif pour les assurés bénéficiaires d'au moins une exonération de ticket modérateur pour Affection de longue durée (ALD), bien que ces derniers bénéficient d'un remboursement à 100% de leurs soins en rapport avec leur maladie de longue durée. Enfin, nous montrons que les effets mesurés sont constants sur les deux années durant lesquelles les bénéficiaires sont couverts par la CMU-C, et ce, pour tous les postes de soins à l'exception des soins dentaires.

Ce chapitre contribue à la littérature sur les effets de partage du coût des soins entre l'assureur et l'assuré dans le cadre d'un système d'assurance complémentaire avec une assurance maladie obligatoire, publique et universelle. Il constitue également une nouvelle évaluation de l'effet de la CMU-C sur l'accès aux soins des bénéficiaires.

Chapitre III

Le troisième chapitre poursuit le même objectif que le second, il propose une évaluation du bénéfice de l'ACS sur la consommation de soins des bénéficiaires. Entre 2015 et 2019, période de notre évaluation, l'ACS est une subvention, sous condition de ressources, à l'achat d'une assurance complémentaire santé. Les bénéficiaires peuvent choisir un contrat parmi un menu de 3 contrats différents, remboursant au minimum le ticket modérateur en ville et à l'hôpital, bénéficiant des tarifs opposables et du tiers payant intégral. Ces contrats se distinguent sur le niveau de remboursement des matériels d'optique et d'audiologie ainsi que sur le remboursement des prothèses dentaires.

L'évaluation de l'effet de l'ACS sur la consommation de soins relève du même challenge méthodologique que l'évaluation de la CMU-C dans le second chapitre : distinguer l'effet du programme de celui de la sélection. Nous choisissons ici d'utiliser les caractéristiques propres au programme pour contrôler de cet effet de sélection. Le processus d'adhésion à l'ACS est un processus en deux étapes : la première consiste à demander la subvention, la seconde à "utiliser" la subvention pour effectivement bénéficier d'une assurance. Chacune des deux étapes donnant lieu à un phénomène de sélection : tous les éligibles à l'ACS ne demandent pas à recevoir un chèque et tous les bénéficiaires d'un chèque ne "l'utilisent" pas pour bénéficier d'une assurance.

Dans ce chapitre, nous choisissons de comparer les bénéficiaires d'un chèque ACS l'ayant utilisé à ceux ne l'ayant pas utilisé afin de mesurer l'effet de la couverture assurantielle sur la consommation de soins. Afin de limiter la sélection dans l'effet que nous mesurons, nous restreignons l'échantillon aux bénéficiaires d'un chèque ACS qui bénéficiaient d'une couverture assurantielle avant de demander l'ACS. Nous gardons en groupe de contrôle uniquement les bénéficiaires, n'ayant pas "utilisé" leur subvention, mais conservant le bénéfice de leur couverture complémentaire privée à la place.

En utilisant une méthode de différences-de-différences et des données issues du SNDS, nous montrons que l'ACS a un effet positif et significatif, mais d'ampleur modérée, sur la probabilité trimestrielle de recourir aux soins des bénéficiaires et un effet positif et significatif sur le niveau de dépenses des bénéficiaires recourant aux soins. Ces résultats sont valides sur l'ensemble des postes de soins pris en compte dans notre analyse : soins totaux, soins hospitaliers (Médecine, chirurgie et obstétrique), soins de ville, généralistes, spécialistes, soins dentaires, pharmacie et biologie.

Ce chapitre contribue à la littérature sur l'efficacité des programmes d'assurance partiellement subventionnés dans le cadre d'une assurance complémentaire à une assurance maladie publique, obligatoire et universelle. Il constitue également la toute première évaluation de l'ACS sur la consommation de soins.

Chapitre IV

Après s'être intéressé à l'effet de l'assurance complémentaire en santé sur la consommation de soins des ménages pauvres, cette thèse s'intéresse à la demande et au choix d'assurance complémentaire de ces mêmes ménages pauvres. Dans ce chapitre, nous réutilisons le cadre de l'ACS entre 2015 et 2019 tel que décrit dans le résumé du chapitre III.

Des groupements d'assureurs privés ont été sélectionnés par le législateur pour proposer le menu des trois contrats ACS. Ceux-ci sont autorisés par le législateur à faire varier les primes d'assurance qu'ils facturent aux bénéficiaires en fonction de l'âge de ces derniers. Pour limiter la croissance du poids de la prime d'assurance dans le budget des bénéficiaires les plus âgés, le législateur a prévu que la subvention ACS soit croissante avec l'âge. On observe également que les primes d'assurance sont croissantes et continues avec l'âge, alors que la subvention l'est de manière discrète. Le résultat étant

que le reste à payer (la différence entre la prime et la subvention), pour les bénéficiaires, décroît de manière brutale quand le montant de la subvention augmente. Cette diminution brutale du reste à payer nous permet d'observer des bénéficiaires de l'ACS ayant des âges très proches (50 et 51 par exemple), mais ayant un reste à payer différents (jusque 200€ par an) pour être couvert par le même contrat d'assurance. Nous exploitons ces variations exogènes de primes d'assurance pour évaluer l'effet de recevoir un montant de subvention plus important sur la probabilité de choisir le niveau de contrat le plus généreux.

En plus des discontinuités dans le montant de la subvention, nous montrons que le montant de subvention reçu, au voisinage des discontinuités, est en partie déterminé par le mois de naissance des bénéficiaires. Nous pouvons ainsi utiliser le mois de naissance d'un bénéficiaire comme instrument, dans une méthode de *"two stage least squares"*, pour calculer un effet causal de l'augmentation de subvention sur la probabilité de choisir le niveau de garanties le plus élevé.

Nous montrons que recevoir un montant de subvention plus élevé a un effet positif et significatif, mais d'ampleur modérée, sur le choix de contrat des bénéficiaires de l'ACS. Ce résultat est valable pour les bénéficiaires de l'ACS aux âges auxquels la subvention ACS varie : à 50 et à 60 ans.

Ce chapitre contribue à la littérature sur l'élasticité prix de la demande d'assurance complémentaire dans le cas où elle complète une assurance maladie publique, obligatoire et universelle. Ce chapitre a également des implications pour la conception des politiques publiques. Il démontre en effet qu'une politique faisant varier le niveau des primes d'assurances pourrait influencer les choix d'assurance.

Chapitre V

Enfin, le cinquième chapitre de cette thèse propose d'évaluer le pari fait par le législateur lors de la réforme de la Complémentaire Santé Solidaire Payante (CSS-P), mise en place en novembre 2019. Cette réforme propose d'augmenter la qualité de la couverture proposée aux ménages anciennement éligible à l'ACS. Le pari du législateur réside dans le fait que ce type de réformes peut avoir des effets indésirables en termes de taux de couverture de la population visée, si les primes payées venaient à augmenter trop fortement.

Pour évaluer le résultat de ce pari, nous analysons les choix des bénéficiaires de l'ACS, qui, s'ils sont toujours éligibles, peuvent participer ou non au nouveau programme. En pratique, cette réforme ne s'accompagne pas d'une hausse de prime pour l'ensemble des anciens bénéficiaires de l'ACS. Certains peuvent bénéficier d'une augmentation de la qualité de leur contrat d'assurance complémentaire tout en réduisant la prime d'assurance qu'ils payent. Cette hétérogénéité dans la variation des montants de primes accompagnée d'une homogénéité (selon le contrat choisi initialement) dans la variation de la qualité de la couverture, nous permet de comparer les choix des assurés en fonction du sens et du montant de variation de la prime, au moment de la réforme.

Nous testons deux versions de la même hypothèse. La première est une plus faible probabilité

de renouvellement de la part des anciens bénéficiaires de l'ACS qui voient leur montant de prime augmenter au moment de la réforme, quel qu'en soit le montant. La seconde est que, plus le montant dont la prime augmente au moment de la réforme est important, plus la probabilité de renouvellement diminue.

Ces hypothèses sont testées via deux méthodologies différentes : des régressions par moindres carrés ordinaires et des régressions sur discontinuités. Dans un premier temps, les régressions par moindres carrés ordinaires nous permettent de tester, sur l'ensemble des âges de notre échantillon si, à âge, niveau de contrat ACS passé, assureur ACS passé et département donnés, le fait de payer une prime plus élevée ou le montant de prime perdu influe sur la probabilité de transition. Les régressions sur discontinuités exploitent quant à elles une augmentation de 60€ par an de la prime facturée par la CSS-P entre 70 et 71 ans pour tester les mêmes hypothèses. Cette dernière méthode nous permet d'évaluer un effet causal de l'augmentation de la prime, mais cet effet est seulement valable pour les bénéficiaires autour de 70 ans.

Ces régressions sont réalisées sur un échantillon issu du SNDS, d'anciens bénéficiaires de l'ACS, âgés de 65 à 89 ans. Nous choisissons ces âges pour étudier des populations dont le revenu est peu susceptible de varier d'une année à l'autre. Nous montrons que ni le sens de variation de la prime d'assurance, ni les montants n'ont d'influence sur la probabilité de transition vers le nouveau dispositif des anciens bénéficiaires de l'ACS. Cette population semble prête à payer une prime d'assurance d'un niveau plus élevé pour continuer à bénéficier d'une meilleure qualité de remboursement sur les matériels d'optique, d'audiologie ainsi que sur les prothèses dentaires. Et ce, plutôt que de perdre leur remboursement du ticket modérateur, les tarifs opposables et le tiers payant intégral s'ils refusaient de payer plus cher.

Ce chapitre contribue à la littérature sur les arbitrages entre niveau de couverture et taux de couverture d'une population en assurance santé. Il contribue également à informer les décideurs publics sur les effets indirects d'une réforme impactant un nombre important d'assurés sociaux.

Bibliographie

- Jean Marie Abraham, Thomas DeLeire, and Anne Beeson Royalty. Moral hazard matters : measuring relative rates of underinsurance using threshold measures. *Health Services Research*, 45(3) :806–824, 2010.
- Kenneth J Arrow. Uncertainty and the welfare economics of medical care. *The American Economic Review*, 53(5) :941–973, 1963.
- Katherine Baicker, William J Congdon, and Sendhil Mullainathan. Health insurance coverage and take-up : Lessons from behavioral economics. *The Milbank Quarterly*, 90(1) :107–134, 2012.
- Katherine Baicker, Sendhil Mullainathan, and Joshua Schwartzstein. Behavioral hazard in health insurance. *The Quarterly Journal of Economics*, 130(4) :1623–1667, 2015.
- M Kate Bundorf and Mark V Pauly. Is health insurance affordable for the uninsured? *Journal of Health Economics*, 25(4) :650–673, 2006.
- Sylvain Chareyron, Yannick l’Horty, and Pascale Petit. Les refus de soins discriminatoires : tests multicritères et représentatifs dans trois spécialités médicales. 2020.
- Caroline Desprès, Stéphanie Guillaume, and Pierre-Emmanuel Couralet. Le refus de soins à l’égard des bénéficiaires de la couverture maladie universelle complémentaire à paris. Technical report, 2009.
- Liran Einav and Amy Finkelstein. Selection in insurance markets : Theory and empirics in pictures. *Journal of Economic perspectives*, 25(1) :115–38, 2011.
- Amy Finkelstein, Sarah Taubman, Bill Wright, Mira Bernstein, Jonathan Gruber, Joseph P Newhouse, Heidi Allen, Katherine Baicker, and Oregon Health Study Group. The oregon health insurance experiment : evidence from the first year. *The Quarterly journal of economics*, 127(3) :1057–1106, 2012.
- Amy Finkelstein, Nathaniel Hendren, and Mark Shepard. Subsidizing health insurance for low-income adults : Evidence from massachusetts. *American Economic Review*, 109(4) :1530–67, 2019.
- Molly Frean, Jonathan Gruber, and Benjamin D Sommers. Premium subsidies, the mandate, and medicaid expansion : Coverage effects of the affordable care act. *Journal of health economics*, 53 : 72–86, 2017.
- Michael Geruso, Timothy J Layton, Grace McCormack, and Mark Shepard. The two margin problem in insurance markets. *The Review of Economics and Statistics*, pages 1–46, 2019.

- Michel Grignon and Bidénam Kambia-Chopin. Income and the Demand for Complementary Health Insurance in France. page 32, 2009.
- Jonathan Gruber and Ebonya Washington. Subsidies to employee health insurance premiums and the health insurance market. *Journal of Health Economics*, 24(2) :253–276, 2005.
- Sophie Guthmuller, Florence Jusot, and Jérôme Wittwer. Improving takeup of health insurance program a social experiment in france. *Journal of Human resources*, 49(1) :167–194, 2014.
- F. Jusot, C. Perraudin, and J. Wittwer. 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, 2012. ISSN 0336-1454.
- Katherine Keisler-Starkey and Lisa N Bunch. Health insurance coverage in the united states : 2020. *United States Census Bureau*, pages 60–274, 2021.
- Neale Mahoney. Bankruptcy as implicit health insurance. *American Economic Review*, 105(2) :710–46, 2015.
- Thomas G McGuire. Demand for health insurance. *Handbook of health economics*, 2 :317–396, 2011.
- Joseph P Newhouse et al. Free for all? lessons from the rand health insurance experiment. 1993.
- John A Nyman. The value of health insurance : the access motive. *Journal of health economics*, 18 (2) :141–152, 1999.
- John A Nyman. *The theory of demand for health insurance*. Stanford University Press, 2003.
- Organisation Mondiale de la Santé. Constitution de l’organisation mondiale de la santé, 1985.
- Mark V Pauly. The economics of moral hazard : comment. *The american economic review*, 58(3) : 531–537, 1968.
- M. Perronin. La complémentaire santé en 2014 : 5 % de non-couverts et 12 % parmi les 20 % les plus pauvres. *Questions D’économie De La Sante (Irdes)*, (229) :1–6, 2018. ISSN 1283-4769.
- A Pierre. 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 Sante (Irdes)*, (268) : 1–6, May 2022. ISSN 1283-4769.
- Aurélie Pierre and Florence Jusot. The likely effects of employer-mandated complementary health insurance on health coverage in france. *Health Policy*, 121(3) :321–328, 2017.
- Dahlia K Remler and Sherry A Glied. What other programs can teach us : Increasing participation in health insurance programs. *American journal of public health*, 93(1) :67–74, 2003.

- Michael Rothshild and Joseph Stiglitz. Equilibrium in competitive insurance markets : An essay on the economics of imperfect information. *Quarterly Journal of Economics*, 90(4) :629–647, 1976.
- Bérengère Saliba and Bruno Ventelou. Complementary health insurance in France Who pays? Why? Who will suffer from public disengagement? *Health Policy*, 81(2-3) :166–182, May 2007. ISSN 01688510. doi : 10.1016/j.healthpol.2006.05.017.
- Evan Saltzman. Demand for health insurance : Evidence from the california and washington aca exchanges. *Journal of Health Economics*, 63 :197–222, 2019.
- Evan Saltzman. Managing adverse selection : underinsurance versus underenrollment. *The RAND Journal of Economics*, 52(2) :359–381, 2021.
- Eddy Van Doorslaer, Owen O'Donnell, Ravindra P Rannan-Eliya, Aparnaa Somanathan, Shiva Raj Adhikari, Charu C Garg, Deni Harbianto, Alejandro N Herrin, Mohammed Nazmul Huq, Shamsia Ibragimova, et al. Catastrophic payments for health care in asia. *Health economics*, 16(11) :1159–1184, 2007.

Chapitre I : Réduire les barrières financières à l'accès aux soins

Ce chapitre a été co-écrit avec Florence Jusot et Jérôme Wittwer et publié dans *Jusot, F., Carré, B., Wittwer, J. (2019). Réduire les barrières financières à l'accès aux soins. Revue française d'économie, 34(1), 133-181.*

1	Introduction	20
2	Le constat des inégalités de recours aux soins en France	22
3	L'évolution du financement des soins en France depuis 1945 : le renforcement d'un système à deux piliers	28
4	Généraliser la couverture complémentaire santé	32
5	Réduire l'avance de frais et réguler les prix	37
6	Discussion	39
	Bibliographie	43
	Annexes	48

1 Introduction

Dès sa création en 1946, l'Organisation mondiale de la santé (OMS) établissait que "la possession du meilleur état de santé qu'il est capable d'atteindre constitue l'un des droits fondamentaux de tout être humain" et rappelait en 2008 que l'équité dans l'accès aux soins était une condition nécessaire pour réduire les inégalités de santé (Marmot et al., 2008). La santé et l'accès aux soins sont donc considérés comme des "biens premiers" à la Rawls (1971) ou des "capabilités" à la Sen (1979), c'est-à-dire un élément concourant à la capacité d'une personne à faire des choix parmi les biens et actions qu'elle juge estimables, qu'il convient donc de garantir à tous. Parmi les nombreux objectifs qui ont été assignés aux systèmes de santé et retenus pour juger de leur performance (Wagstaff and Van Doorslaer, 2000 ; Rochaix and Tubeuf, 2009 ; Fleurbaey and Schokkaert, 2009, 2011 ; Schokkaert, 2018), le principe d'équité horizontale dans l'utilisation des soins vise ainsi à garantir que chacun reçoive les soins nécessaires en fonction de son besoin, c'est-à-dire son état de santé ou son âge, et non en fonction de sa capacité à payer. Ce principe égalitariste recommande donc l'absence d'inégalités sociales de recours aux soins, c'est-à-dire de différences dans la consommation de soins selon le niveau de revenu, pour un même besoin de soins.

En France, ce principe est au cœur du pacte de 1945 selon la maxime de tradition marxiste "De chacun selon ses moyens, à chacun selon ses besoins"^{1 2} (Haut Conseil pour l'Avenir de l'Assurance Maladie, 2013b ; Le Pen, 2010). Pour autant, dès la création de la Sécurité sociale a été instauré un ticket modérateur laissant à la charge du patient une partie du coût des soins³, auquel s'est ajoutée depuis 1980 la possibilité de dépassements d'honoraires pour les consultations de médecins inscrits en secteur 2. Bien que ces restes à charge puissent faire l'objet d'une réassurance partielle auprès d'organismes privés d'assurance complémentaire, ils constituent encore aujourd'hui des barrières financières à l'accès aux soins (Perronin, 2016). Depuis les années 2000, de nombreux travaux ont ainsi régulièrement montré l'existence d'inégalités sociales dans l'utilisation de soins en France et suggèrent que ces inégalités sont en partie liées à l'étendue de ces restes à charge et aux inégalités d'accès à la complémentaire santé (Couffinhal et al., 2004 ; Buchmueller et al., 2004 ; Van Doorslaer et al., 2004, 2006 ; Huber, 2008 ; d'Uva and Jones, 2009 ; Jusot et al., 2012 ; Devaux and De Looper, 2012). Pour ces raisons, la réduction des inégalités d'accès aux soins reste une priorité de santé publique en France (Touraine, 2014). Ainsi, le second axe de la stratégie nationale de santé [2018-2022] publiée en décembre 2017 est de "lutter contre les inégalités sociales et territoriales d'accès aux soins".

1. Cette maxime a été utilisée pour la première fois par Louis Blanc en 1839 dans "Organisations du travail" et a été largement reprise par divers auteurs marxistes.

2. Avant 1945, les malades "privés de ressources" pouvaient bénéficier de l'Assistance médicale gratuite (AMG, loi du 15 juillet 1893) pour accéder gratuitement à certains soins. Certains salariés bénéficiaient par ailleurs d'une couverture partiellement financée par leur employeur. Après 1945, les personnes "privées de ressources", couvertes ou non par la Sécurité sociale, ont continué à pouvoir bénéficier de l'assistance médicale gratuite puis, à partir de 1983 de l'aide médicale départementale (AMD) pour les dépenses de santé qu'elles ne pouvaient pas supporter.

3. L'introduction du ticket modérateur visait à non seulement réduire les dépenses de santé, mais aussi limiter les dépenses publiques, et à préserver le rôle de la Mutualité dans le financement des soins.

Les dernières décennies ont été marquées par la mise en place de nombreux dispositifs afin de réduire les barrières financières à l'accès aux soins, certains visant à élargir la couverture complémentaire par la réduction de son coût, d'autres visant à réduire directement le prix de soins. Ainsi, depuis les années 1980, des exonérations de charges sociales et de déductions fiscales ont été mises en place afin de favoriser l'accès à la complémentaire d'entreprise à tous les salariés, puis aux indépendants, et de maintenir cette couverture à la sortie de l'emploi, que ce soit vers le chômage ou la retraite. Plus récemment, l'accord national interprofessionnel de 2013 a confirmé cette volonté en introduisant en 2016 une obligation à tous les employeurs du secteur privé de participer financièrement, à hauteur d'au moins 50%, à la prise en charge d'une complémentaire santé pour tous leurs salariés et leurs anciens salariés durant leur première année de chômage. La complémentaire d'entreprise s'adressant de facto à des populations en emploi, dont l'accès aux soins est a priori moins problématique⁴ (Pierre and Jusot, 2017), d'autres dispositifs ont été introduits pour améliorer l'accès à l'assurance des populations pauvres et modestes. La couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) et de l'aide médicale d'État (AME) ont été introduites en 2000 pour offrir aux plus pauvres une couverture complémentaire gratuite. L'aide à l'acquisition d'une complémentaire santé (ACS) est ensuite venue compléter ces mesures dès 2005 en offrant une subvention aux ménages les plus modestes mais non éligibles aux dispositifs précédents.

A côté de ces dispositifs ciblant le coût de la complémentaire santé, différentes interventions reposant sur la gratuité des soins, pour un panier spécifique et des populations ciblées, ont été mises en place afin de garantir non seulement l'accès aux soins, mais aussi de limiter le fardeau financier lié à la maladie. Ainsi, différents programmes proposent aujourd'hui, à des classes d'âge cibles, des soins de prévention gratuits, tels que les soins de dépistages du cancer du sein, du cancer du côlon, la vaccination contre la grippe, ou le bilan bucco-dentaire. Mais c'est surtout le système des affections de longue durée (ALD) qui offre, depuis la création de la Sécurité sociale en 1945, aux personnes ayant les besoins les plus lourds, une prise en charge complète – hors dépassement d'honoraires – des soins relatifs à la pathologie reconnue comme ALD. Enfin, les réformes les plus récentes cherchent à réduire l'avance de frais et à réguler le prix des soins les plus mal couverts par l'assurance maladie, comme les dépassements d'honoraires, l'optique, les soins dentaires ou les audioprothèses.

On peut alors s'interroger sur l'efficacité des différentes mesures mises en place pour garantir l'accès aux soins à tous. Il s'agira tout d'abord de mesurer les inégalités sociales de recours aux soins en France aujourd'hui et de les comparer aux mesures précédentes afin de dresser un premier bilan quantitatif de ces dispositifs. Nous reviendrons ensuite sur la littérature ayant cherché à évaluer l'efficacité de ces différentes réformes, en distinguant successivement l'évolution du système d'assurance maladie depuis 1945, les mesures visant à généraliser la complémentaire santé, et enfin les mesures visant à réduire

4. La population salariée était avant la mise en œuvre de l'ANI la population la mieux couverte : seuls 3,6% des salariés étaient sans couverture complémentaire en 2012, contre 12,6% des chômeurs de longue durée par exemple (Pierre and Jusot, 2017).

l'avance de frais et réguler les prix.

2 Le constat des inégalités de recours aux soins en France

2.1 Comment mesurer les inégalités de recours aux soins ?

Avant de dresser le constat des inégalités de recours aux soins en France, il convient de faire un bref rappel des enjeux de la mesure de ces inégalités appelées aussi "iniquités" (Couffinhal et al., 2004 ; Rochaix and Tubeuf, 2009 ; Jusot, 2013).

Le premier enjeu réside dans l'adoption d'un jugement normatif sur les différences de recours jugées injustes, et au contraire, sur les différences de recours qu'il est jugé souhaitable de conserver. Un premier principe de justice distributive retenu est le principe d'équité horizontale selon lequel des individus égaux au regard de certains critères doivent être traités également⁵. Sa traduction dans le champ du recours aux soins consiste à énoncer que des individus qui présentent des besoins de soins égaux doivent recevoir des soins similaires. Il ne s'agit pas pour autant de considérer toute différence de traitement, pour un même besoin de soin, comme une iniquité dans le recours aux soins. Des personnes ayant un même besoin "objectif", c'est-à-dire la même pathologie par exemple, peuvent en effet choisir d'être traitées différemment en raison de préférences individuelles différentes par rapport à la santé, au temps, au risque et aux types de soins. Or, il convient de respecter ces préférences selon la plupart des philosophes et économistes, au nom du respect du principe d'égalité de liberté (Rawls, 1971 ; Dworkin, 1981a,b ; Fleurbaey, 2008 ; Schokkaert, 2018). Il s'agit donc de s'intéresser aux différences de recours subies et non choisies, qui sont jugées les plus injustes, et donc de s'intéresser parmi les différences d'utilisation des soins (à besoin donné de soins) à celles induites par des barrières à l'accès et en particulier aux barrières financières. De nombreux travaux portent ainsi sur les différences de recours aux soins à besoin donné entre groupes sociaux, ces derniers pouvant être définis au regard de différentes caractéristiques telles que le revenu, le niveau d'éducation, la catégorie professionnelle, ou encore la région d'habitation, afin de prendre en compte les iniquités liées à l'offre de soins. La méthode la plus simple pour identifier l'existence de ces inégalités consiste à comparer le niveau de la consommation de soins, après ajustement par le besoin de soins, entre différents groupes sociaux à l'aide d'odds-ratios, de risques relatifs, ou d'effets marginaux par rapport à un groupe de référence qui est souvent celui des moins favorisés. D'autres analyses mobilisent des indices de concentration bidimensionnels (Van Doorslaer et al., 2004, 2006 ; d'Uva and Jones, 2009 ; Devaux, 2015) qui visent à étudier la concentration des soins selon le rang des individus dans la distribution des revenus.

La méthode la plus simple pour identifier l'existence de ces inégalités consiste à comparer le niveau

5. A ce premier principe d'équité horizontale dans la consommation de soins, s'ajoute le principe d'équité verticale selon lequel des individus inégaux au regard d'un critère jugé souhaitable doivent être traités inégalement et dont la traduction dans le champ du recours aux soins consiste à énoncer que des individus qui présentent les besoins de soins les plus importants doivent recevoir davantage de soins que les autres.

de la consommation de soins, après ajustement par le besoin de soins, entre différents groupes sociaux à l'aide d'odds-ratios, de risques relatifs, ou d'effets marginaux par rapport à un groupe de référence qui est souvent celui des moins favorisés. D'autres analyses mobilisent des indices de concentration bidimensionnels (Van Doorslaer et al., 2004, 2006 ; d'Uva and Jones, 2009 ; Devaux, 2015) qui visent à étudier la concentration des soins selon le rang des individus dans la distribution des revenus.

Mesurer l'équité de recours aux soins demande de mesurer à la fois le recours aux soins et le besoin de soins. Concernant le recours aux soins, quelques travaux utilisent les données des fichiers de remboursement des caisses d'assurance maladie. Ces derniers ont l'avantage d'offrir une mesure exhaustive de l'ensemble des soins portés au remboursement et de la dépense totale pour un échantillon d'assurés, mais ils ne comportent qu'un nombre très limité d'informations sur l'état de santé ou la situation sociale. La plupart des travaux partent du recours aux soins déclaré dans les enquêtes en population générale. En effet, les enquêtes nationales sur la santé, comme l'enquête Santé protection sociale, recueillent le nombre déclaré de consultations chez le généraliste, chez le spécialiste, et le recours à des soins préventifs tels que la mammographie, à partir de questions du type : "Combien de fois avez-vous consulté un médecin généraliste/spécialiste au cours des douze derniers mois?". Cependant, compte tenu des biais de mémoire potentiels, la déclaration d'une absence de recours chez le médecin au cours de l'année est jugée être un indicateur plus fiable de difficultés d'accès aux soins que la déclaration d'un nombre faible de visites. C'est la raison pour laquelle de nombreux travaux s'intéressent en premier lieu aux inégalités sociales dans la probabilité de consulter au moins une fois dans l'année un généraliste ou un spécialiste ou d'avoir eu recours à des soins préventifs durant une période de référence, en second lieu seulement aux inégalités dans le nombre de visites, et en dernier lieu, quand les données le permettent, aux inégalités dans les dépenses de santé. Ces différents types d'analyse offrent en outre un éclairage complémentaire sur les inégalités de recours aux soins, le premier permettant d'étudier les caractéristiques des personnes exclues du système de soins et les seconds permettant d'étudier les inégalités dans l'intensité (voire la qualité) des soins reçus. Enfin, certains travaux étudient les inégalités d'accès aux soins à partir d'un indicateur de renoncement aux soins. Il s'agit d'un indicateur subjectif obtenu directement à partir de la réponse à la question suivante : "Au cours des douze derniers mois, vous est-il déjà arrivé de renoncer, pour vous-même, à certains soins pour des raisons financières?". Cet indicateur vise à identifier des consommations de soins que la personne aurait souhaité pouvoir s'offrir mais qu'elle n'a pas engagées en raison de sa contrainte budgétaire. Cet indicateur fait référence à un besoin de soins non satisfait, c'est-à-dire une situation où un individu ne reçoit pas un soin dont, selon lui, il aurait eu besoin. Il permet d'identifier directement les conséquences des barrières financières sur la consommation de soins, donc un problème d'iniquité dans l'accès aux soins.

La notion de besoin de soins, quant à elle, fait l'objet de nombreux débats opposant notamment les tenants d'une définition objective et médicale aux tenants d'une définition plus subjective de leur

besoin par les patients⁶. Cependant, d'un point de vue empirique, la plupart des travaux considèrent que ce besoin peut être approché par l'état de santé déclaré dans les enquêtes, l'âge et le sexe des individus. Les différences de recours aux soins seront donc appréciées après ajustement par divers indicateurs de santé tels que l'état de santé auto-évalué, les maladies et les limitations d'activité déclarées, ainsi que le sexe, afin de tenir compte des besoins spécifiques, et l'âge pour l'augmentation de la vulnérabilité avec l'avancée en âge.

2.2 Les inégalités de recours aux soins en France en 2014

Afin de dresser le bilan des inégalités de recours aux soins en France aujourd'hui, nous proposons de mobiliser les données de l'enquête European Health Interview Survey-enquête Santé protection sociale (EHIS-ESPS) de 2014 qui sont les dernières données disponibles permettant, pour un échantillon représentatif de personnes âgées de 15 ans et plus, de mesurer le recours à différents types de soins, le renoncement aux soins pour raisons financières et le besoin de soins à l'aide de nombreux indicateurs de santé et diverses variables socioéconomiques (Célant and Rochereau, 2017). Dans le but de mesurer le recours aux soins, nous nous intéressons tout d'abord au recours dans l'année à des soins de généraliste, de spécialiste et de chirurgien-dentiste. Le recours est repéré par le fait d'avoir répondu "moins de douze mois" à trois questions du type : "De quand date votre dernière consultation pour vous même chez un médecin généraliste ou votre médecin traitant/spécialiste ou chirurgien/dentiste ou orthodontiste?".

Trois questions comparables sont mobilisées pour mesurer le recours aux soins de prévention : "De quand date votre dernier coloscopie/mammographie/frottis cervico-utérin?". Ces soins faisant l'objet de recommandations particulières tant en termes de populations concernées que de délai entre deux dépistages, le recours à ces soins n'est ici évalué qu'auprès des populations ciblées par ces recommandations et par rapport à la période de référence recommandée, comme indiqué dans le tableau n°1 ci-dessous.

TABLE 1 – Populations cibles et délai recommandé pour les soins de dépistage

	Population cible	Délai entre deux dépistages
Coloscopie	50 à 75 ans	Moins de 5 ans
Mammographie	Femmes de 50 à 75 ans	Moins de 2 ans
Frottis cervico-utérin	Femmes de 25 à 64 ans	Moins de 2 ans

Source : enquête EHIS-ESPS de 2014.

Enfin, nous apprécions le renoncement financier aux soins par la question suivante : "Au cours des

6. De très nombreux travaux se sont intéressés aux biais induits par l'utilisation des différents indicateurs de santé pour la mesure des inégalités de santé (voir par exemple Jusot et al. (2017)). L'une des difficultés provient du fait que la santé est un concept multidimensionnel. Il est dès lors très difficile de savoir la différence dans le niveau des inégalités selon la dimension de l'état de santé retenu provient de biais de déclaration ou de réelles différences dans les inégalités selon le type de problèmes de santé considérés. Par exemple, les inégalités de mortalité sont plus fortes que celles observées dans les maladies chroniques. Cela peut s'expliquer par des diagnostics moins fréquents ou plus tardifs chez les plus modestes en raison d'un moindre accès aux soins mais aussi une mortalité plus importante à maladie chronique donnée (comme dans le cas du cancer).

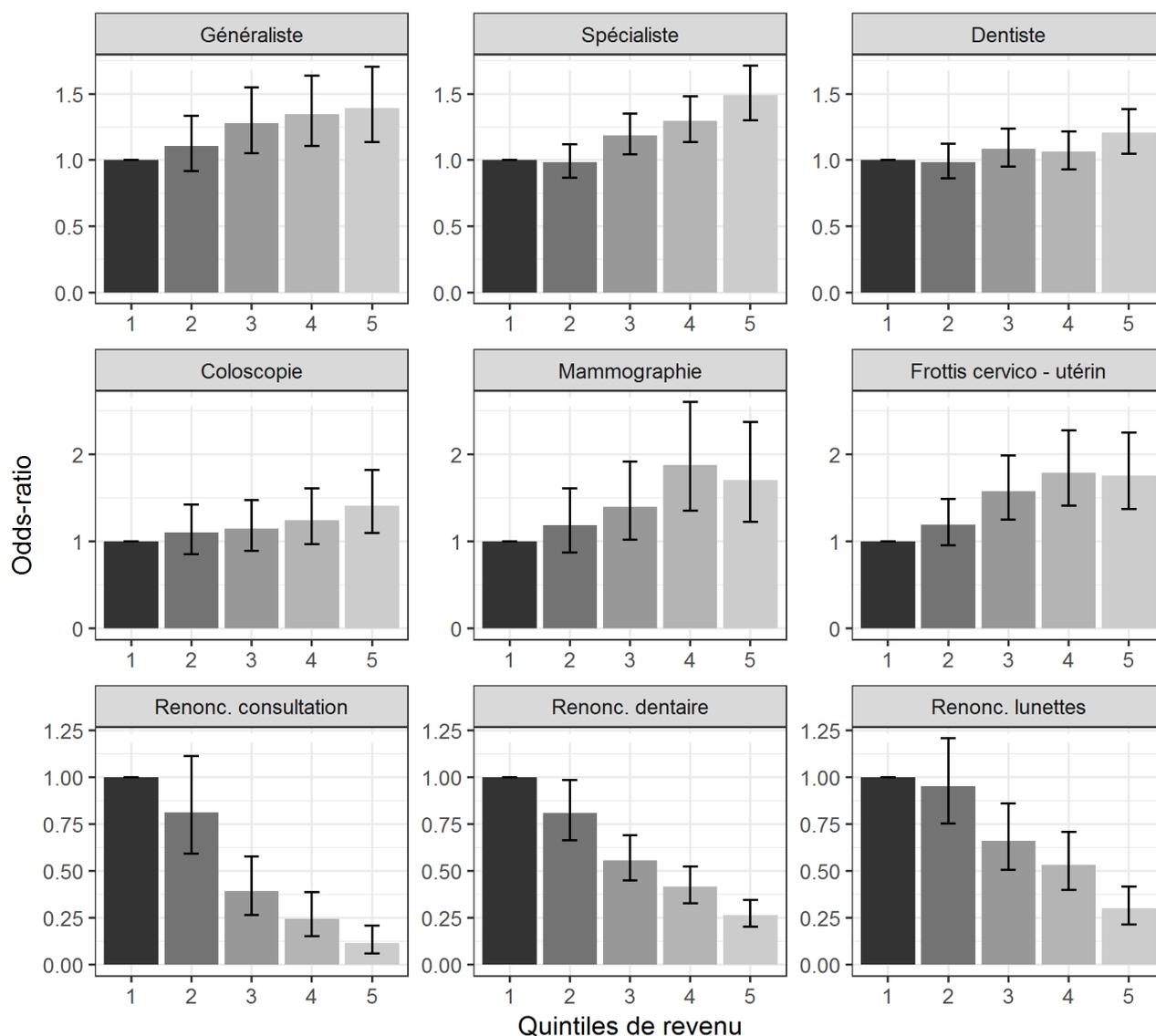
12 derniers mois, vous est-il arrivé de renoncer, pour vous-même, à une consultation de médecin / soins dentaires / des lunettes, verres, montures, lentilles pour des raisons financières ?”.

Nous estimons à l'aide de régressions logistiques les déterminants de i) la probabilité des individus à recourir à chacun des types de soins considérés (consultations et soins de prévention) au cours d'une période de référence et de ii) la probabilité d'avoir renoncé à des soins pour des raisons financières au cours des douze derniers mois. Les inégalités de recours aux soins sont alors simplement mesurées par les odds-ratios associés aux différents quintiles de revenu par unité de consommation, le premier quintile représentant les 20% les plus pauvres étant choisi comme référence (voir la note de lecture des tableaux suivants pour une définition de l'odds-ratio), après contrôle par le besoin de soins mesuré par l'âge, le sexe, le fait de bénéficier d'une couverture à 100% par la Sécurité sociale en raison d'une affection de longue durée (ALD), l'état de santé perçu (recueilli à partir de la question "Comment est votre état de santé en général? Très bon / bon / moyen / mauvais / très mauvais"), le niveau de diplôme, ce dernier pouvant approximer des préférences différentes pour la santé ou le recours aux soins, et la souscription (ou non) d'un contrat de couverture par une assurance complémentaire, cette dernière affectant ex post le coût des soins. Les analyses sont également contrôlées par la densité médicale et la proportion de médecins pratiquant des dépassements d'honoraires (recueillies dans les données de la base éco-santé) afin de tenir compte des conditions de l'offre de soins sur le recours. Cette analyse ne vise en aucun cas à estimer des relations causales entre les variables explicatives et le recours ou le renoncement aux soins, mais bien à mettre en évidence, à travers l'estimation de corrélations, des iniquités dans les recours aux soins entre groupes de revenus après ajustement.

Le graphique n°1 présente ainsi ces odds-ratios sous la forme de diagrammes en barre avec les intervalles de confiance à 95% associés. La première ligne correspond aux recours aux soins de généraliste, de spécialiste et de chirurgien-dentiste, la seconde aux soins de prévention, et la dernière au renoncement aux soins pour raisons financières. Les résultats complets des régressions logistiques sont disponibles dans les annexes 1 et 2. Les résultats mettent en évidence un gradient selon le revenu pour chacun des types de soins étudiés, le recours étant plus fréquent au fur et à mesure que l'on se déplace vers le haut de la distribution des revenus. Le gradient est sensiblement plus marqué pour les spécialistes que pour les généralistes et les chirurgiens-dentistes. Pour les généralistes et les spécialistes, les odds-ratios sont significativement plus grands que 1 au seuil de 5% pour les trois derniers quintiles. Néanmoins, même si la valeur des odds-ratios suggère clairement un recours continûment croissant avec l'augmentation du revenu, les coefficients associés aux différents quintiles de revenu ne sont pas tous significativement différents les uns des autres, pour l'ensemble des soins considérés.

Ces résultats, sur des données françaises les plus récentes à ce jour, rejoignent les résultats déjà connus en France et dans les pays de l'OCDE : les soins de généralistes sont traditionnellement des soins pour lesquels le recours selon le groupe de revenu est peu inégalitaire, à l'inverse des soins de spécialistes pour lesquels un plus fort gradient existe, tout particulièrement en France (Van Doorslaer

FIGURE 1 – Odds-Ratios associés aux quintiles de revenu par unité de consommation



Lecture : Les odds-ratios (O.R.) expriment un rapport de cotes par rapport à la situation de référence (premier quintile), pour laquelle la valeur de l'O.R. est fixée à 1. Une valeur supérieure (inférieure) à un, indique une probabilité plus élevée (faible) de réalisation de l'événement, toutes choses égales par ailleurs. La valeur des odds ratios tend vers celles des risques relatifs dans le cas de probabilités faibles. Les O.R. peuvent donc s'interpréter comme le sur-risque de réalisation de l'événement par rapport à la situation de référence.

Note : Odds-Ratios obtenus à partir de régression logistique contrôlant par l'âge, le sexe, le fait d'être en ALD, l'état de santé perçu, le niveau d'étude, la complémentaire et l'offre de soins.

Source et champ : Enquête EHIS-ESPS [2014], personnes âgées de 15 ans et plus.

et al., 2004, 2006 ; Devaux and De Looper, 2012 ; Jusot et al., 2012 ; Jusot, 2013 ; Devaux, 2015). Si l'on compare ces résultats à des résultats similaires obtenus sur des données plus anciennes issues de l'enquête SHARE (Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (Jusot, 2013)), on observe une permanence du gradient sur le recours aux soins pour les spécialistes et une apparition, quoique modérée en intensité et faiblement significative, d'un gradient revenu pour le recours au généraliste. Ce résultat surprenant, qui peut inquiéter sur la capacité du système de santé français à garantir un recours aux soins de premiers recours indépendant du revenu, mériterait d'être confirmé sur d'autres données et approfondi pour en comprendre les mécanismes sous-jacents. Par ailleurs, le gradient plus marqué pour

les soins de spécialistes que pour les soins de généralistes suggère que le système d'orientation introduit par la réforme du médecin traitant ne permet pas d'atteindre une égalité stricte de traitement. Ce résultat rejoint ceux de Dourgnon et al. (2012b), qui avaient mis en évidence une stabilité du niveau des inégalités de recours aux spécialistes depuis la mise en place de la CMU-C 2000.

Compte tenu que la plupart des dispositifs visant à réduire les inégalités d'accès aux soins s'appuient sur la complémentaire santé, il est également intéressant d'étudier l'association entre le mode de couverture et le recours aux soins. Le graphique n°2 représente ainsi les odds-ratios associés au statut vis-à-vis de la complémentaire santé pour chacune des variables de recours ou de renoncement aux soins, ainsi que les intervalles de confiance correspondants, après contrôle par l'âge, le sexe, le fait d'être en ALD, l'état de santé perçu, le niveau d'étude, le revenu par unité de consommation et l'offre de soins. Trois statuts assurantiels sont considérés : le fait d'être couvert avec un contrat de complémentaire privé, que ce dernier soit ou non obtenu par l'employeur et le cas échéant subventionné au titre de l'ACS (voir plus loin une description plus précise de ce dispositif) qui est pris comme catégorie de référence puisqu'il concerne 88% de la population ; le fait d'être couvert gratuitement sous condition de ressources par la Couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C), ce qui concerne 7% de la population ; et le fait de ne pas disposer de couverture complémentaire, ce qui concerne 5% de la population. Cet indicateur de statut vis-à-vis de la complémentaire ne permet évidemment pas de rendre compte de l'hétérogénéité des contrats et des niveaux de garantie des contrats des complémentaires privées. La comparaison des odds-ratios associés au type de couverture permet toutefois de mesurer le lien entre l'accès à la complémentaire santé et l'accès aux soins, même si la probable corrélation entre le revenu et le niveau de garantie peut rendre partiellement invalide le raisonnement à revenu constant.

Les résultats rejoignent alors la littérature suggérant un rôle important joué par la couverture par une complémentaire santé dans l'explication de l'accès aux soins en France (Buchmueller et al., 2004 ; d'Uva and Jones, 2009 ; Jusot et al., 2012 ; Dourgnon et al., 2012a ; Jusot, 2014 ; Devaux, 2015). Ainsi, les personnes non couvertes ont un niveau de recours significativement inférieur à celui des personnes couvertes par une complémentaire privée pour l'ensemble des soins considérés, à l'exception de la mammographie, et un renoncement aux soins largement supérieur, toutes choses égales par ailleurs. En cohérence avec les travaux de Dourgnon et al. (2012a), les résultats montrent également de manière très claire le caractère protecteur du bénéfice de la CMU-C sur le non-recours aux soins ainsi que sur la déclaration de renoncement financier aux soins. Ainsi, ce dispositif semble même permettre un meilleur accès aux soins dentaires que les complémentaires privées et réduire le renoncement aux consultations. Ceci suggère que fournir une couverture de bonne qualité aux individus les plus pauvres est un instrument efficace pour réduire les inégalités de recours aux soins. Toutefois, cet effet protecteur est beaucoup moins net pour le recours à la prévention, en particulier pour le frottis cervico-utérin et pour la mammographie, ce qui suggère que la couverture complémentaire santé agit selon des mécanismes différents sur les recours aux soins curatifs et préventifs.

En dépit du rôle important de la couverture dans l'accès aux soins, la prise en compte ou non du mode de couverture modifie peu les odds-ratios associés au revenu. Ceci suggère, d'une part, l'existence d'une forte hétérogénéité dans les niveaux de couverture selon le niveau de revenu, et d'autre part l'existence d'autres barrières financières à l'accès aux soins, par exemple les dépassements d'honoraires ou les frais de transport. Enfin, cette persistance de la corrélation entre revenu et recours aux soins après contrôle par l'assurance peut suggérer l'existence d'une corrélation entre le revenu et des préférences particulières vis-à-vis de la santé, des soins, du temps ou du risque, expliquant un recours plus élevé.

Les résultats montrent ensuite que les personnes bénéficiant d'une prise en charge à 100% par l'assurance maladie pour les soins relatifs à une pathologie reconnue comme une ALD ont un recours plus fréquent aux soins de généralistes, de spécialistes et à la coloscopie. Ceci s'explique avant tout par des besoins de soins plus élevés mais suggère également que ce recours accru est facilité par cette prise en charge particulière. De manière cohérente, on observe un recours plus élevé en présence de besoin de soins plus élevé. Le recours augmente ainsi avec l'âge et la dégradation de l'état de santé, et est plus important chez les femmes. Le lien entre besoin de soins et renoncement aux soins est moins trivial. La déclaration d'un renoncement exprimant des attentes supérieures, les renoncements aux soins sont plus fréquents chez les femmes et les personnes en mauvaise santé. Ils diminuent avec l'âge pour les consultations mais on observe une tendance inverse pour les soins dentaires et les lunettes. Enfin, le recours croît avec le niveau d'éducation pour tous les types de soins, conformément aux conclusions théoriques du modèle séminal de capital santé de Grossman (1972).

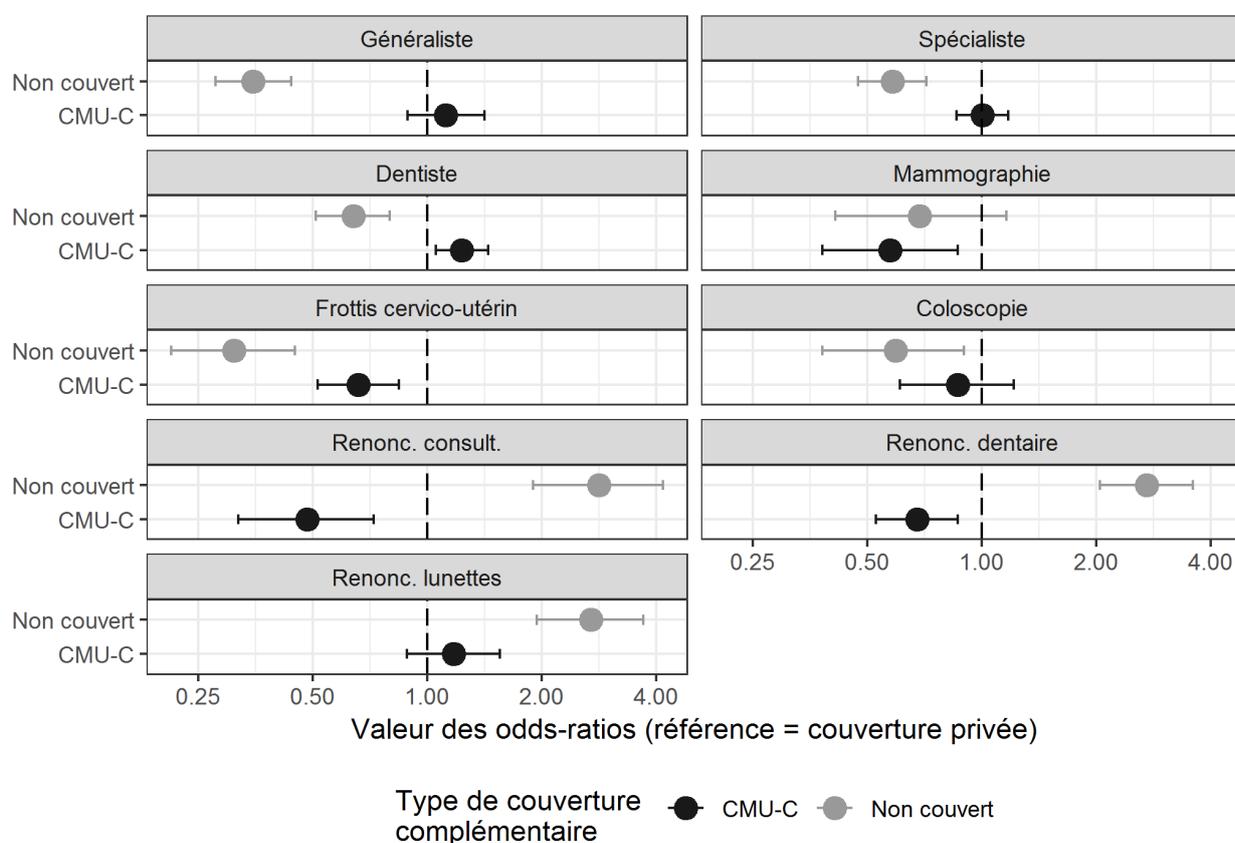
L'ensemble de ces résultats confirme l'existence d'inégalités sociales d'accès aux soins en France en 2014, en dépit des différents dispositifs mis en œuvre pour garantir l'accès aux soins à tous, et en particulier le système des ALD et la CMU-C. Ce constat justifie donc la mise en place des mesures récentes qui ont visé à améliorer l'accès à la complémentaire santé des ménages modestes, en modifiant le contenu de l'ACS, à réduire l'avance de frais ou à modifier les prix des soins afin de limiter les restes à charge. Nous proposons à présent de nous tourner vers les différentes mesures mises en place depuis 1945 pour garantir l'accès aux soins afin juger plus finement de leurs effets sur le recours aux soins effectifs des populations pauvres et modestes.

3 L'évolution du financement des soins en France depuis 1945 : le renforcement d'un système à deux piliers

3.1 Du principe du ticket modérateur à la gratuité pour certains soins ciblés

Dès sa création en 1945, le système de santé français s'est trouvé face à une tension. En dépit de l'objectif énoncé de garantir l'accès aux soins à tous, et en dépit des recommandations du Conseil national

FIGURE 2 – Odds-Ratios du recours aux soins associé à la couverture complémentaire santé



Lecture : Les odds-ratios (O.R.) expriment un rapport de cotes par rapport à la situation de référence, pour laquelle la valeur de l'O.R. est fixée à 1. Une valeur supérieure (inférieure) à un, indique une probabilité plus élevée (faible) de réalisation de l'événement, toutes choses égales par ailleurs. La valeur des odds ratios tend vers celles des risques relatifs dans le cas de probabilités faibles. Les O.R. peuvent donc s'interpréter comme le sur-risque de réalisation de l'événement par rapport à la situation de référence.

Note : Odds-Ratios obtenus à partir de régression logistiques contrôlant par l'âge, le sexe, le fait d'être en ALD, l'état de santé perçu, le niveau d'étude, la complémentaire et l'offre de soins.

Source et champ : Enquête EHIS-ESPS [2014], personnes âgées de 15 ans et plus.

de la Résistance qui préconisait en 1944 de mettre en place un système d'inspiration beveridgienne, fournissant à tous, à l'instar du système britannique, des soins gratuits au point de délivrance grâce à un financement par l'impôt sur le revenu, il fut mis en place un système d'assurance sociale obligatoire de tradition bismarckienne, pour l'ensemble des salariés uniquement, financé par cotisations sociales, et alliant avance de frais par le patient et participation de l'assuré à hauteur de 20% du coût des soins, sans aucune exonération (Le Pen, 2010). L'objectif était alors, d'une part, de laisser un espace pour les organismes mutualistes déjà en place dans certaines branches professionnelles, et, d'autre part, de modérer les dépenses (d'où le terme de ticket modérateur pour la part de soins non remboursée par

la Sécurité sociale), c'est-à-dire de limiter les problèmes d'aléa moral potentiellement induits par une couverture complète des soins.

Les problèmes d'aléa moral ex ante, c'est-à-dire l'augmentation des comportements à risque en raison de la couverture, semblent assez peu probables dans le cas de la santé, l'assurance maladie ne couvrant que les dépenses de santé et ne proposant pas de couverture de la perte de bien-être induite par les problèmes de santé. La couverture complète du coût de soins peut en revanche engendrer, si la demande de soins est élastique au prix, un risque d'aléa moral ex post, c'est-à-dire de dépenses non justifiées médicalement et apportant une utilité sociale trop faible au regard des usages alternatifs possibles de l'ensemble des coûts sociaux engagés.

Même si les connaissances sur l'aléa moral en santé restaient très parcellaires à l'époque, les instruments de responsabilisation des patients mis en œuvre dans le système de 1945, et en particulier les tickets modérateurs, se sont assez vite révélés être des obstacles à l'accès aux soins et des facteurs d'alourdissement du fardeau financier lié à la maladie. C'était notamment le cas pour les patients atteints d'affections de plus de six mois qui, bien que pris en charge dans le cadre d'un système spécifique de "maladie de longue durée", avaient une couverture limitée à trois années. Le système a donc été modifié en 1955 afin de supprimer toute limite de durée pour la prise en charge des pathologies chroniques et d'introduire une exonération du ticket modérateur pour la prise en charge des soins les plus lourds (notamment hospitaliers) et les soins liés à une liste de "maladies longues et coûteuses", qui deviendront en 1986 les "affections de longue durée" (ALD) (Le Pen, 2010).

La mise en place des ALD a ainsi introduit une gratuité ciblée pour certains soins (gratuité limitée au tarif de base de la Sécurité sociale, s'entend). Ce système s'est même étendu dans les années récentes, l'assurance maladie couvrant principalement aujourd'hui les dépenses hospitalières et les dépenses des 15% de la population souffrant d'une pathologie appartenant à la liste des 32 groupes de maladies aujourd'hui reconnues comme ALD. Ainsi, alors que l'assurance maladie couvrait en moyenne 77% de l'ensemble des dépenses de santé en 2011 (près de 78% en 2017), les dépenses des personnes prises en charge en ALD étaient couvertes à hauteur de 89%, l'assurance maladie ne couvrant en revanche que 68% des soins de ville courants et seulement 51% des dépenses de soins de ville des personnes non prises en charge en ALD et n'ayant pas été hospitalisées dans l'année (Haut Conseil pour l'Avenir de l'Assurance Maladie, 2013a). L'effet de l'introduction du système des ALD sur le recours aux soins est difficile à évaluer. Les bénéficiaires ont bien évidemment des dépenses de soins beaucoup plus élevées, comme le montrent les analyses précédentes, mais il est difficile de faire la part entre les dépenses expliquées par leur besoin de soins et celles expliquées par leur couverture accrue. Quelques travaux ont cependant montré que ce système permettait d'améliorer l'équité en santé. Les travaux de Franc and Pierre (2015) et de Lagasnerie et al. (2014) montrent ainsi que le système des ALD permet de réduire l'exposition à des restes à charge catastrophiques, ceux de Dourgnon et al. (2013) montrant, quant à eux, que les inégalités de recours aux soins ambulatoires selon le niveau de revenu sont plus

faibles chez les patients en ALD que chez les patients ne disposant pas de ce dispositif.

Ce principe de gratuité a ensuite été étendu pour certains soins de prévention, notamment la mammographie dans le cadre du dépistage organisé qui a été généralisé en 2004. L'objectif était d'augmenter le recours en population générale mais surtout dans les populations les plus modestes. La littérature a permis d'établir l'efficacité de ce dispositif pour améliorer le niveau de recours à la mammographie en population générale, pour améliorer la régularité du suivi et pour réduire les inégalités sociales d'accès à ce dispositif (Sicsic and Franc, 2014; Jusot and Goldzahl, 2016; Sicsic and Franc, 2017; Buchmueller and Goldzahl, 2018). Pour autant, le taux de recours à la mammographie plafonne autour de 50% depuis 2008, et le recours reste différent selon les groupes sociaux, comme le montrent les analyses précédentes. Cela suggère l'existence d'autres freins au recours, notamment la perception d'une moindre qualité des soins proposés gratuitement, et le besoin d'actionner d'autres leviers que le seul levier financier si une augmentation du recours apparaît souhaitable (Deborde et al., 2018; Sicsic and Franc, 2014; Goldzahl, 2017; Goldzahl et al., 2018).

3.2 Le passage d'un système bismarckien à une véritable couverture maladie universelle ?

Miné par des taux de chômage élevés et plus largement par l'augmentation de la taille de la population non couverte, le système bismarckien d'accès aux droits à l'assurance maladie s'amende profondément à la fin des années 1990 avec la création de la Couverture maladie universelle (CMU). Elle inscrit dans la loi le principe d'une couverture universelle par l'assurance maladie de base de tous les résidents en France (vivant en situation régulière ou irrégulière). La Protection universelle maladie (PUMa) introduite par la loi au 1er janvier 2016 renforce encore le principe d'une couverture maladie universelle détachée de la situation vis-à-vis de l'emploi des assurés sociaux.

Cette évolution progressive vers une couverture maladie universelle n'a pas pour autant éliminé la question de l'accès financier aux soins. En premier lieu, les co-paiements laissent aux patients une part des dépenses à leur charge après remboursement de l'assurance maladie obligatoire. Les niveaux des taux de co-paiement sont très variables en fonction des types de consommations de soins et en règle générale sensiblement plus élevés pour les soins de ville que pour les soins hospitaliers. Ainsi, les tickets modérateurs s'élèvent à 220 euros en moyenne pour les soins de ville et 120 euros pour les soins hospitaliers, auxquels s'ajoutent depuis 2005 respectivement 25 et 11 euros au titre de franchises médicales (Perronnin, 2016). En deuxième lieu, les restes à charge ambulatoires comme hospitaliers sont alimentés par les dépassements d'honoraires des médecins de secteur 2, essentiellement des spécialistes, ainsi que par les dépassements en optique et en dentaire pour les actes prothétiques. Cette liberté tarifaire contribue ainsi aux co-paiements à hauteur d'environ 200 euros en moyenne pour les soins ambulatoires. Pour les soins hospitaliers, les dépassements d'honoraires ne s'élèvent en moyenne qu'à 80 euros, mais à ces derniers s'ajoutent le forfait hospitalier pour, en moyenne, 90 euros.

Au total, les restes à charge après remboursement de l'assurance maladie obligatoire s'établissent en moyenne à 550 euros pour les soins ambulatoires et 280 euros pour les soins hospitaliers. Ils varient assez peu selon le niveau de revenu et peuvent donc constituer un effort important pour les ménages modestes (Perronnin, 2016). Ils sont également très concentrés et peuvent atteindre des niveaux élevés. Pour les seuls soins de ville, les restes à charge dépassent, pour un tiers des patients, 500 euros par personne et par an, et peuvent atteindre 5 000 euros pour l'ensemble des soins. Les patients en ALD sont également exposés à de forts restes à charge en raison de l'importance de leurs besoins de soins. Même si leurs dépenses de soins sont globalement mieux remboursées par l'assurance maladie que celles des autres patients, ils supportent un reste à charge supérieur à celui des personnes qui ne sont pas en ALD : 760 euros environ, en moyenne, pour les personnes en ALD contre 450 euros pour celles qui ne le sont pas (Haut Conseil pour l'Avenir de l'Assurance Maladie, 2013a). Là encore, ces restes à charge catastrophiques ne sont que pour partie seulement expliqués par la liberté tarifaire et, , peuvent en outre être récurrents (Franc and Pierre, 2015 ; de Lagasnerie et al., 2014).

Le risque financier associé aux consommations de soins n'est donc pas éliminé par l'universalité de l'assurance maladie obligatoire. Cela tient au fait que le système français n'a pas introduit de bouclier sanitaire plafonnant annuellement les co-paiements, contrairement aux systèmes belge ou suisse par exemple, et qu'il laisse la possibilité à certains médecins et professionnels de santé conventionnés de pratiquer des prix au-delà du tarif servant de base au remboursement.

Cette réalité du risque financier, et du risque associé de non-recours aux soins, a conduit le législateur à chercher à généraliser la couverture complémentaire santé. Depuis 2000, une succession de dispositifs et d'aménagement successifs de ces dispositifs a été mise en place dans ce but.

4 Généraliser la couverture complémentaire santé

4.1 Une complémentaire gratuite pour les plus pauvres

La couverture maladie universelle complémentaire, qu'il faut distinguer de la CMU (de base) même si l'usage courant conduit souvent à utiliser le terme CMU à la place de celui de CMU-C est une couverture complémentaire gratuite de droit pour tous les ménages dont le niveau de vie est inférieur à 734 euros par mois (équivalent pour une personne seule, en métropole), dont aujourd'hui 7% de la population bénéficie⁷. Introduite en 2000 elle n'a jamais été remise en cause et constitue aujourd'hui le socle, complémentaire à l'assurance maladie obligatoire, de l'accès financier aux soins pour les ménages pauvres en France. Elle couvre les tickets modérateurs, les franchises médicales et des paniers de soins pour le dentaire et l'optique associés à des tarifs spécifiques. Les tarifs sont en outre opposables dans le sens où les médecins et les chirurgiens-dentistes ne sont pas autorisés à pratiquer des dépassements

7. En 2017 la population éligible à la CMU-C se situe entre 6,6 et 7,9 millions de personnes. La part de la population qui est éligible au dispositif se situe donc entre 9,9% et 11,8% de la population française (Fonds CMU-C, 2019).

d'honoraires pour les bénéficiaires de la CMU-C.

Si le non-recours à la CMU-C est modéré, il demeure significatif. On estime aujourd'hui qu'environ 20% des personnes éligibles ne bénéficient pas de ce droit (Chauveaud and Warin, 2016). La gratuité de la CMU-C écarte le motif financier pour le non-recours. Celui-ci semble davantage relever d'un manque de connaissance du dispositif, de difficultés à entreprendre et réaliser les démarches pour l'obtenir, du refus d'avoir une complémentaire de moindre qualité, de la peur d'être stigmatisé ou encore de la non-volonté d'être encore une fois aidé (Desprès, 2008 ; Chauveaud and Warin, 2016). Nous ne traiterons pas ici de manière plus approfondie cette question bien qu'elle demeure naturellement importante.

On doit tout d'abord s'interroger sur l'impact de la CMU-C en termes de recours aux soins. La gratuité des soins pour les bénéficiaires s'est-elle traduite par une augmentation du recours aux soins, voire une normalisation du recours par rapport à la population générale ? Une première démarche adoptée dans la littérature a consisté à comparer la consommation de soins des bénéficiaires de la CMU-C avec celle du reste de la population. Les travaux qui s'inscrivent dans cette voie montrent que si les dépenses de santé des bénéficiaires de la CMU-C sont 1,3 fois plus élevées que celles des autres assurés sociaux, elles sont comparables avec celles des personnes couvertes par une assurance complémentaire une fois ajustées sur l'âge. Seules les dépenses de médecine générale et de pharmacie resteraient légèrement supérieures après ajustement (Raynaud, 2003 ; Jess, 2015 ; Carré and Perronnin, 2018). Leurs consommations de soins rejoindraient donc naturellement celles des individus également couverts par une assurance complémentaire privée. Bien entendu on souhaiterait s'appuyer sur une évaluation plus robuste, fondée sur un contrefactuel, pour juger de l'impact véritable de la CMU-C sur le recours aux soins. Les travaux de (Grignon et al., 2008), fondés sur une comparaison avant-après dans un cadre de différence de différence et prenant la population initialement couverte par l'aide médicale départementale avant la réforme de 2000 comme groupe témoin, constitue la première démarche en ce sens. Les auteurs montrent que le bénéfice de la CMU-C n'a pas permis d'améliorer le recours aux soins des personnes précédemment couvertes gratuitement. En revanche, les auteurs notent un accès amélioré pour les personnes précédemment non couvertes. Plus récemment, Guthmuller and Wittwer (2017), ont montré par une approche par régression sur discontinuité un effet positif sur le recours aux soins de l'éligibilité à la CMU-C pour la population des jeunes adultes. La gratuité des soins se serait donc bien traduite par une augmentation du recours aux soins des populations les plus pauvres couvertes par la CMU-C rapprochant cette population des comportements de consommation de soins de la population non éligible couverte par une assurance complémentaire privée.

La réforme a pu cependant lever de nouvelles barrières en introduisant des tarifs opposables pénalisant financièrement les médecins à honoraires libres accueillant des patients bénéficiaires de la CMU-C. Nos connaissances sur cette question sont très parcellaires. Des travaux de testing à la fin des années 2000 ont démontré l'existence de comportements de discrimination (refus ou report de rendez-vous) très fréquents, notamment à Paris, parmi les médecins pratiquant des honoraires au-delà des tarifs de

remboursement, spécialistes de secteur 2 et chirurgiens-dentistes en particulier (Desprès et al., 2009 ; Despres, 2010). Ces travaux de testing documentent également des refus de soins, certes moins fréquents de la part des médecins pratiquant les tarifs de la Sécurité sociale, et donc pour lesquels la rémunération est équivalente pour les patients bénéficiaires de la CMU-C et les autres patients, en dehors du délai de paiement par la Sécurité sociale, aujourd'hui très réduit. Ces comportements sont complexes et peuvent se traduire par l'établissement de quota implicite ou encore l'ouverture de créneaux de consultation sans rendez-vous ouverts aux bénéficiaires de la CMU-C. Ces refus et restrictions de l'offre de soins peuvent alors s'expliquer selon le modèle de (Becker, 1957) par une discrimination par goût, mais aussi par une discrimination de clientèle, c'est-à-dire par un souhait de ne pas gêner ou décourager leur patientèle habituelle par la présence dans leur salle d'attente d'une population qu'ils anticipent très précaire. Certains refus relèvent aussi d'une discrimination statistique de la part des médecins, ces derniers attribuant des stéréotypes aux patients bénéficiaires de la CMU-C, tels que le non-respect des rendez-vous ou des exigences non médicalement justifiées (Balsa and McGuire, 2001 ; Despres, 2010). Enfin, des études qualitatives ont documenté qu'une perception d'illégitimité de ce droit par certains médecins était à l'origine de comportements discriminatoires, ces derniers refusant notamment le principe d'un droit supplémentaire attribué selon le niveau de revenu et non selon le besoin de soins (Despres, 2010). A l'évidence, nous manquons de travaux approfondis sur la réalité et les causes des comportements des médecins vis-à-vis des bénéficiaires de la CMU-C.

Comme toute prestation sous conditions de ressources, la CMU-C génère potentiellement des discontinuités autour du plafond pouvant se traduire par un moins bon accès financier aux soins pour les ménages au-dessus du plafond de la CMU-C et éventuellement par un frein sur l'offre de travail. Cette difficulté a rapidement été prise en considération par le législateur qui a introduit un nouveau dispositif en janvier 2005, l'aide au paiement d'une complémentaire santé (ACS).

4.2 L'échec de l'ACS

L'ACS prend la forme d'un "chèque santé" mobilisable pour acheter un contrat d'assurance complémentaire santé à titre individuel⁸ et réduisant ainsi la prime du montant du chèque. Le montant de la subvention est modulé en fonction de l'âge du bénéficiaire à l'instar des primes d'assurances complémentaires santé. A la création du dispositif en 2005, étaient éligibles les ménages dont le niveau de vie était compris entre le plafond de la CMU-C et 1,15 fois ce plafond, soit une différence de 86 € mensuels. La cible a été progressivement élargie, le niveau de vie maximal des éligibles ne devant pas dépasser aujourd'hui 1,35 fois le plafond de la CMU-C, soit 991 euros par mois pour une personne seule en métropole. L'objectif de l'ACS est double, réduire le coût de la complémentaire santé pour les ménages déjà couverts (et réduire ainsi l'effet de seuil induit par la CMU-C sur le revenu dispo-

8. L'ACS n'est pas utilisable pour le paiement des primes des contrats collectif d'entreprise. Depuis juillet 2015, les contrats de complémentaire santé auxquels les bénéficiaires peuvent souscrire font l'objet d'un appel d'offre par le fonds CMU, d'une sélection par le fonds CMU et d'une classification explicite selon leur niveau de garanties et de primes.

nible après paiement de la prime par une complémentaire) et inciter financièrement les ménages non couverts (ou mal couverts) à se couvrir (ou à opter pour une complémentaire plus couvrante).

Le dispositif de l'ACS n'a jamais trouvé sa place. Dès son entrée en vigueur, le dispositif fait face à un non-recours très important, le taux de recours étant estimé à environ 10% la première année (Franc and Perronnin, 2007). Ce taux de recours a augmenté modérément avec le temps et de nombreux aménagements du dispositif (voir ci-après), mais il serait toujours à un niveau faible, entre 31 et 45%, selon les estimations disponibles de 2015 (Fonds CMU-C, 2017).

Pour les ménages non-couverts (ou mal couverts), le législateur anticipait une élasticité prix de la demande d'assurance complémentaire santé suffisante pour modifier sensiblement les comportements d'achat d'une complémentaire. Une expérimentation contrôlée conduite à la fin des années 2000 dans le nord de la France a montré qu'une augmentation sensible du chèque (entre 62 et 75%) avait un impact significatif mais d'amplitude très faible sur le recours à l'ACS, avec une élasticité prix de l'ordre de -0,2 (Guthmuller et al., 2014b). Cette étude tend à montrer que le montant de la subvention est un instrument très peu efficace pour améliorer le recours à l'ACS. La cause principale du très faible taux de recours se trouve-t-elle dans une faible élasticité prix de la demande d'assurance ? Un travail d'enquête (Guthmuller et al., 2014a) conduit sur la même population montre que les obstacles sont en réalité d'autres natures. Le manque d'information, la difficulté pour les ménages d'évaluer leur éligibilité (induisant un grand nombre de dossiers déposés finalement déboutés) et la complexité des démarches administratives apparaissent comme les causes principales du non-recours. Alors que la population enquêtée avait reçu une lettre d'information sur l'ACS quelques mois avant l'enquête, les deux tiers d'entre eux déclaraient ne pas connaître le dispositif au moment de l'enquête.

Le faible taux de recours au dispositif ACS a conduit le législateur à le modifier à de nombreuses reprises, sans que ces différentes mesures n'aient fait l'objet, là encore, d'évaluations rigoureuses. La réforme la plus substantielle a eu lieu en 2015 et a mis en place, outre l'exonération des forfaits et franchises i) une sélection de contrats de complémentaire dédiés⁹ afin d'en améliorer le rapport qualité/prix et de réduire la complexité du marché auquel font face les bénéficiaires de l'ACS, ii) le tiers payant intégral, c'est-à-dire l'absence totale d'avance de frais (et non seulement sur la partie remboursée par l'assurance maladie obligatoire comme c'était le cas depuis 2006) pour les bénéficiaires qui ont souscrit à un contrat de complémentaire sélectionné dans le cadre de la réforme¹⁰.

La réforme de 2015 n'a malheureusement pas été évaluée, on ne peut donc apprécier ni l'effet de l'organisation du marché des contrats éligibles pour les bénéficiaires de l'ACS, ni l'impact du tiers payant intégral. Nous avons cependant exploité des données locales de la Caisse primaire d'assurance maladie de Gironde pour fournir de premiers éléments d'évaluation. Nous disposons de données sur

9. Les bénéficiaires de l'ACS ayant souscrit à une assurance complémentaire avant le premier juillet 2015, n'ont pu bénéficier du tiers payant intégral qu'après renouvellement de leur attestation et souscription d'un contrat "sélectionné".

10. Par nombre de consultations conditionnelles il est entendu : nombre de consultations conditionnellement à avoir recouru au moins une fois à un type de professionnel donné dans la période considérée.

les effectifs et la consommation des populations bénéficiaires de la CMU-C et de l'ACS de juin 2015 (juste avant la mise en œuvre de la réforme en juillet) à février 2017. Ces données sont sous la forme de séries mensuelles agrégées par population (CMU-C, ACS), lieu d'habitation (Bordeaux, métropole de Bordeaux, reste du département), classe d'âge (0-40 ans, 40-60 ans et plus de 60 ans) et par genre. Les résultats montrent tout d'abord un taux de croissance soutenu du nombre de personnes bénéficiaires de l'ACS au cours de l'année qui a suivi la réforme autour de 2,5% par mois, le nombre de bénéficiaires de la CMU-C ayant également augmenté mais à un rythme beaucoup moins soutenu (autour de 1% par mois en moyenne). En l'absence d'information sur l'évolution du nombre de personnes éligibles à ces deux dispositifs sur la période, il est difficile d'interpréter cette évolution, mais on ne peut tout de même exclure un léger effet de la réforme sur le recours au dispositif ACS. En revanche, les résultats ne laissent apparaître aucune évolution claire sur de la probabilité de recours aux soins de généralistes ou de spécialistes et du nombre de consultations conditionnelle¹¹, ce qui ne suggère un effet très marginal de la réforme de 2015 sur l'accès aux soins des bénéficiaires de l'ACS¹², l'offre de soins étant restée assez stable sur la période. Enfin, cette analyse met en lumière une tendance non anticipée à la suite de cette réforme : une diminution pour les bénéficiaires de l'ACS de la part de leurs consultations de spécialistes avec dépassements (voir figure A1). Alors que l'application des tarifs opposables (aux mêmes conditions que pour les bénéficiaires de la CMU-C) pour les bénéficiaires de l'ACS est entrée en vigueur avec le 8ème avenant à la convention nationale des médecins libéraux et l'arrêté du 29 novembre 2013, 17,8% des consultations auprès de spécialistes des bénéficiaires de l'ACS avaient donné lieu à des dépassements d'honoraires en juin 2015. Le graphique en annexe 3 montre que la part de consultations de spécialistes avec dépassement des bénéficiaires de l'ACS a fortement diminué au cours de la période pour rejoindre celle des bénéficiaires de la CMU-C. Ces données illustrent une dimension peu étudiée, et pourtant essentielle, pour apprécier l'efficacité d'une politique d'accès aux soins qui est celle de l'effectivité des politiques, ici l'effectivité de la régulation des prix pour les bénéficiaires de l'ACS. C'est en fait l'inscription sur la carte vitale du statut ACS en 2015 qui a rendu impossible pour les médecins la facturation de dépassements d'honoraires, qui étaient pourtant théoriquement interdits depuis deux années.

En dépit de nombreux efforts pour améliorer la lisibilité du dispositif, l'ACS va finalement être abandonnée et fondue dans le dispositif de la CMU-C. Lors de la présentation du plan pauvreté le 13 septembre 2018, la disparition de l'ACS a été annoncée par le président de la République. Le dispositif devrait fusionner avec la CMU-C pour former une "CMU-C contributive" à partir de novembre 2019.

11. Les résultats sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

5 Réduire l'avance de frais et réguler les prix

L'accès à une complémentaire santé n'est pas toujours suffisant pour garantir l'accès financier aux soins. D'une part, l'avance de frais généralement requise par notre système de santé peut constituer une barrière financière, d'autre part les dépassements d'honoraires pratiqués par les médecins de secteur 2 peuvent laisser un reste à charge significatif aux ménages même couverts par une complémentaire santé.

5.1 Le tiers-payant

L'introduction du tiers payant intégral vise à améliorer l'accès aux soins en supprimant totalement l'effet "trésorerie" induit par l'avance des frais. Il existe peu d'études sur l'effet du tiers payant sur l'accès aux soins des usagers (Dourgnon and Grignon, 2000 ; Barnay, 2015). On confère généralement à l'avance de frais le même effet que celui du partage des coûts entre l'assureur et l'assuré : une prise de conscience du patient du coût de sa consommation de soins et, par là même, un frein à la surconsommation de soins. Comme le ticket modérateur, elle serait aussi un frein potentiel à l'accès aux soins des plus pauvres : avec l'obligation d'avancer les frais, recourir aux soins ajoute une contrainte supplémentaire sur la trésorerie de ménages, déjà très modestes, comme dans le cas des bénéficiaires de l'ACS. En utilisant la possibilité laissée aux pharmacies de proposer le tiers-payant à leur clientèle depuis 1986, Dourgnon and Grignon (2000) ont étudié le recours au tiers-payant et l'effet de ce recours sur la consommation en pharmacie. Leurs résultats indiquent un recours au tiers-payant plus fréquent pour les ordonnances onéreuses et les ménages pauvres. L'état de santé et le niveau de revenu semblent donc jouer un rôle. Ils mettent en évidence que le recours au tiers-payant permet principalement de limiter la sous-consommation des ménages les plus pauvres en haussant leur niveau de dépense au niveau de celle prédite par leur état de santé. Les résultats d'une étude récente menée auprès de 42 023 assurés sociaux de 29 caisses primaires d'assurance maladie vont dans le même sens (Revil and Bailly, 2018). Si le montant des restes à charges reste le principal frein évoqué pour justifier les renoncements aux soins, l'avance de frais est un motif évoqué par 30% des personnes ayant déclaré avoir renoncé à - ou reporté - des soins au cours des douze derniers mois.

Ces résultats suggèrent que la mise en place du tiers-payant pour les bénéficiaires de la CMU-C, de l'ACS ou en ALD a certainement amélioré l'accès aux soins de ces populations pauvres ou à forts besoins de soins. La généralisation de ce dispositif à l'ensemble de la population qui est en discussion pourrait certainement faciliter l'accès aux soins des ménages modestes qui n'en bénéficient pas aujourd'hui.

5.2 L'encadrement des dépassements d'honoraires

Les politiques d'accès financiers aux soins visent également l'encadrement des dépassements d'honoraires du secteur 2. Depuis le 1er janvier 2017, l'assurance maladie propose ainsi aux médecins du secteur 2 de signer un contrat par lequel ils s'engagent i) à respecter strictement l'application du tarif opposable (tarif sans dépassement) pour les cas de tiers-payant obligatoires (CMU-C, ACS, ALD,...), ii) à ne pas réaliser moins d'actes sans dépassement en moyenne annuelle qu'au cours des trois années précédentes, iii) à ne pas avoir un taux de dépassement moyen sur l'année supérieur au taux de dépassement moyen recalculé sur la période des trois années précédentes, sans pouvoir de toutes façons pratiquer des dépassements moyens de plus de 100% du tarif de base de la Sécurité sociale. En fonction de la réalisation de ces objectifs, précisément fixés par l'assurance maladie au regard des trois dernières années d'activité, les médecins reçoivent une prime. Ils bénéficient par ailleurs de modes de rémunération jusque-là réservés aux médecins de secteur 1 (forfait médecin traitant, forfait suivi personnes âgées, etc.). Ce contrat, dénommé Optam (options pratiques tarifaires maîtrisées) est signé aujourd'hui par un peu plus de 50% des médecins de secteur 2.

Il succède à un précédent dispositif de contractualisation mis en place en 2014 et appelé Contrat d'accès aux soins (CAS), qui n'avait pas rencontré de succès auprès des médecins. Ce précédent dispositif proposait également aux médecins du secteur 2 de signer un contrat par lequel ils s'engageaient à limiter le taux de croissance de leurs dépassements, à respecter un taux moyen de dépassement égal à 100% du tarif de base de la Sécurité sociale et à accroître ou stabiliser la part leur activité facturée sans dépassement. Les indicateurs étaient sans doute moins faciles à respecter dans la mesure où ils étaient calculés à l'année et non sur une période de trois années. Par ailleurs, la contrepartie n'était pas une prime indexée sur l'atteinte d'objectifs mais une prise en charge par l'assurance maladie des charges sociales des médecins sur leur activité réalisée au tarif de base. On peut donc supposer que la plus forte adhésion à l'Optam s'explique par des conditions plus attractives.

Cette politique d'encadrement des dépassements d'honoraires s'accompagne d'incitations financières pour les patients qui bénéficient d'un moindre taux de prise en charge par l'assurance maladie dans le cas de consultations auprès de médecins non signataires de l'Optam. Les organismes d'assurance complémentaire sont également financièrement incités, dans le cadre des contrats responsables, à proposer des contrats ne couvrant pas les dépassements au-delà de 100% du tarif de base de la Sécurité sociale et à mieux rembourser les dépassements des médecins souscrivant l'Optam. Il est trop tôt aujourd'hui pour mesurer l'impact de cette politique sur les prix des médecins de secteur 2 et donc sur l'accès financier aux soins, le contrat d'accès aux soins n'ayant à notre connaissance pas été évalué en ce sens en raison du faible taux de médecins signataires. Le caractère facultatif de l'adhésion peut néanmoins laisser augurer un impact modéré sur les prix. On peut aussi supposer que cela va induire des effets d'auto-sélection, et notamment une adhésion moins fréquente des professionnels faisant face à une

demande importante de la part de patients en moyenne plus riches, comme à Paris, ce qui limiterait les effets de cette mesure sur la réduction des inégalités dans l'offre de soins sur le territoire. On peut cependant faire l'hypothèse que les incitations introduites par l'Optam en fixant des objectifs sur l'activité facturée sans dépassement aura des effets sur les comportements de discrimination (du 1er degré) par les prix. Mais on touche ici, à nouveau, un angle mort de la recherche en économie de la santé, les politiques de discrimination par les prix des médecins. La difficulté de collecter des données suffisamment riches pour étudier les comportements de discrimination par les prix est en cause. Des travaux sur cette question seraient très profitables pour comprendre l'impact réel de ces politiques d'encadrement des prix.

Une politique d'encadrement des tarifs (cette fois non optionnelle) sur les prothèses dentaires, l'optique et les audioprothèses est en préparation dans le cadre de la réforme "100% santé", appelée aussi reste à charge zéro ou "Rac 0", et vient compléter les politiques de régulation des prix des soins. Il est demandé aux complémentaires santé de couvrir intégralement la différence entre le tarif régulé et la part remboursée par l'assurance maladie. La principale question qui se pose alors est celle de l'impact à terme de cette politique sur les niveaux des primes des complémentaires santé et donc sur l'accessibilité financière à la complémentaire santé des personnes à risques ne bénéficiant pas d'une couverture complémentaire collective, les personnes âgées en particulier.

6 Discussion

Cet article proposait de dresser le bilan des connaissances sur les inégalités de recours aux soins en France et de tirer les leçons des politiques mises en œuvre pour améliorer l'équité horizontale dans l'accès financier aux soins.

L'augmentation des dépenses de santé dans le cadre d'un système public offrant une couverture partielle des soins s'est traduite par une montée des restes à charges qui ont conduit le régulateur à intervenir pour limiter les inégalités d'accès aux soins qui en découlent. L'essentiel des dispositifs a consisté d'une part à introduire la (quasi) gratuité de certains soins, avec la concentration de plus en plus importante de la couverture publique sur les soins hospitaliers et ceux des patients en ALD et l'introduction de campagnes de dépistage, et d'autre part à réduire le coût de la complémentaire santé pour les ménages les plus modestes dans le cadre en particulier de la CMU-C et de l'ACS. Les réformes les plus récentes visent, quant à elles, à réduire l'avance de frais et à modérer les prix des soins initialement mal couverts par l'assurance maladie, comme les dépassements d'honoraires, les soins dentaires et l'optique.

L'ensemble de ces interventions n'a pas encore fait l'objet d'évaluations rigoureuses. Les évaluations disponibles démontrent cependant de manière assez claire l'efficacité de la gratuité, que celle-ci s'applique aux soins ou à l'assurance. Celle-ci peut néanmoins conduire à une perception de moindre

qualité des soins ou de la couverture et peut être à l'origine de discrimination lorsqu'elle est assortie de tarifs opposables pour les médecins. La littérature converge également sur l'inefficacité des subventions à l'assurance, suggérant que la demande d'assurance est faiblement élastique au prix pour les ménages pauvres. Ces conclusions rejoignent alors celles des évaluations des interventions mises en œuvre en dehors du cadre français, suggérant que la réduction des barrières financières est une condition nécessaire pour réduire les inégalités d'accès aux soins mais certainement pas suffisante (Bourgueil et al., 2012).

De manière cohérente, nos estimations montrent qu'il subsiste en France des inégalités de recours aux soins à besoin de soins donné. Ceci suggère donc que le système d'assurance maladie ne respecte pas complètement son principe fondateur d'équité horizontale selon lequel chacun devrait recevoir des soins selon ses besoins et non selon sa capacité à payer. Ces inégalités sociales de recours sont surtout importantes pour les soins de spécialistes, les soins dentaires et d'optique et pour les soins préventifs, souvent prescrits par les spécialistes. Elles sont en revanche moindres pour le recours au généraliste. Ces inégalités importantes pour les soins de spécialistes sont particulièrement préoccupantes car il est loin d'être certain que les différents types de soins puissent se compenser, en particulier dans le contexte français où la médecine spécialisée occupe une place plus importante dans le parcours de soins que dans les pays davantage structurés autour des soins primaires.

Au-delà des interventions visant à réduire le coût d'opportunité des soins de spécialistes au travers de la couverture et de la régulation des prix, une piste pourrait être de contraindre les parcours de soins en introduisant un véritable système de "gatekeeping", c'est-à-dire une orientation stricte par le médecin traitant. Ainsi, en Grande-Bretagne, où il est impossible de prendre directement rendez-vous auprès d'un médecin spécialiste sans orientation par le médecin généraliste chez lequel le patient est inscrit, on n'observe aucune différence significative dans la probabilité de recours aux spécialistes selon le niveau de revenu (Devaux and De Looper, 2012; Devaux, 2015). L'introduction de la réforme du médecin traitant en France n'a pas produit les mêmes effets. Si l'introduction d'incitations financières associées à la déclaration d'un médecin traitant et au respect du parcours de soins a permis de réduire en moyenne le recours aux spécialistes, elle n'a pas permis de réduire les inégalités sociales de recours (Dourgnon et al., 2012b; Dumontet et al., 2017). Le caractère moins contraignant du "gatekeeping" à la française explique sa moindre efficacité pour améliorer l'équité en santé. Les personnes les plus éduquées et les plus aisées, que l'on sait plus réactives vis-à-vis de leur santé et les moins affectées par les incitations financières, ont pu continuer, malgré la réforme, à consulter directement des spécialistes ou à obtenir une orientation par leur médecin traitant. Ce constat amène en outre à réinterroger l'objectif de stricte égalisation du recours aux soins à besoin de soins donné, dans la mesure où il suggère que les différences de recours résultent manifestement de différences dans les préférences, au-delà des seules contraintes financières. Toutefois, la socialisation, même partielle, des dépenses de santé, peut inciter à ne pas respecter toutes les préférences, et en particulier les goûts dispendieux ou

une très forte aversion au risque conduisant à un nomadisme médical. Enfin, au-delà de la question des inégalités, on peut s'interroger sur le bon niveau de recours, en particulier dans un contexte d'aléa moral.

De nombreux travaux ont mis en lumière l'importance du manque d'information que ce soit sur les dispositifs existants, les démarches à entreprendre, les filières de soins ou les recommandations relatives aux différents types de soins. Pour autant, répondre à ce manque d'information n'est pas aisé. Plusieurs expérimentations ont démontré la faible effectivité des courriers pour réduire le non-recours aux droits (CMU-C ou ACS) ou améliorer le recours au dépistage organisé du cancer du sein. Ainsi, l'envoi en masse de courriers pour informer les personnes éligibles au regard de leur revenu et de leur statut assurantiel de leur potentielle éligibilité n'a qu'un effet modeste sur l'ouverture des droits : 13% pour la CMU-C, 7% pour l'ACS au premier envoi de courrier, 11 à 15% après opération de relance (Warin, 2013). Au-delà de l'information de masse, la transmission de l'information de manière plus ciblée n'est également pas immédiate. Dans le cadre de l'expérimentation sur l'ACS conduite à Lille (Guthmuller et al., 2014a), seules 9% des personnes invitées à une réunion d'information conduite par une assistante sociale sur le dispositif, les démarches à réaliser et les difficultés d'accès aux soins en général, s'y étaient présentées, et seuls 28% des personnes présentes à cette réunion ont finalement déposé un dossier pour obtenir l'ACS dans les 6 mois (contre 16% parmi les éligibles potentiels non invités à cette réunion). Cette expérimentation a également souligné les effets pervers de ce type de campagne d'information : les 91% d'éligibles invités à la réunion qui ne s'y sont pas rendus ont un taux de demande d'ACS significativement plus faible que ceux qui n'avaient pas été invités, en raison des effets potentiellement stigmatisant de ce type de réunion ou encore parce qu'ils pensaient que la présence à la réunion était obligatoire pour avoir un dossier jugé recevable. Plus récemment, une expérimentation en Normandie a été menée pour tester plusieurs modifications des courriers d'invitation au dépistage organisé du cancer du sein mobilisant notamment des "nudges" (Goldzahl et al., 2018). Les résultats n'ont montré aucune différence de recours à la mammographie selon le courrier reçu, y compris chez les femmes invitées pour la première fois, suggérant ainsi l'inefficacité des courriers pour augmenter le taux de recours en population générale ou pour réduire les inégalités de recours. Au-delà de l'information de masse par courrier, il pourrait être souhaitable de mobiliser les professionnels de santé comme relais de l'information (Guthmuller et al., 2014b ; Goldzahl et al., 2018), et de mettre en place des interventions plus ciblées, menées dans les milieux de vie et en lien avec les associations et les communautés, voire individualisées, et conduites par travailleurs sociaux ou par des pairs (Bourgueil et al., 2012 ; Warin, 2013). La réduction des inégalités d'accès aux soins et des inégalités sociales de santé qui en découlent, si elle constitue une véritable priorité de santé publique, appelle donc à modifier plus substantiellement le système de santé. Une piste de réformes, peu explorée en France mais qui semble prometteuse au regard des premières expériences étrangères (Bourgueil et al., 2012), pourrait être d'intervenir non pas du côté de la demande, mais du côté de l'offre, en intervenant sur la formation des médecins, sur

les modes de rémunération des médecins, en introduisant notamment des paiements à la performance indexés sur l'atteinte d'objectifs ciblés sur les patients les plus modestes, ou encore sur l'organisation des soins primaires comme les futures CPTS (communautés professionnelles territoriales de santé) le dessinent.

Bibliographie

- Ana I Balsa and Thomas G McGuire. Statistical discrimination in health care. *Journal of health economics*, 20(6) :881–907, 2001.
- Thomas Barnay. La généralisation du tiers-payant. *Enjeux économiques et conséquences pour les acteurs du système de santé, Les cahiers français*, (388) :80–84, 2015.
- Gary S Becker. *The economics of discrimination*. University of Chicago press, 1957.
- Yann Bourgueil, Florence Jusot, and Henri Leleu. Comment les soins primaires peuvent-ils contribuer à réduire les inégalités de santé ? revue de littérature. *Questions d'économie de la santé*, (179), 2012.
- Thomas C Buchmueller and Léontine Goldzahl. The effect of organized breast cancer screening on mammography use : Evidence from france. *Health economics*, 27(12) :1963–1980, 2018.
- Thomas C Buchmueller, Agnès Couffinhal, Michel Grignon, and Marc Perronnin. Access to physician services : does supplemental insurance matter ? evidence from france. *Health economics*, 13(7) : 669–687, 2004.
- Benoît Carré and Marc Perronnin. Évolution de la dépense en part de complémentaire santé des bénéficiaires de la cmu-c : analyse et prévision. Technical report, 2018.
- Nicolas Célant and Thierry Rochereau. *L'Enquête santé européenne : enquête santé et protection sociale (EHIS-ESPS) 2014*. Number 566. IRDES, 2017.
- Catherine Chauveaud and Philippe Warin. Le non-recours à la couverture maladie universelle complémentaire enquête auprès de populations précaires. Technical report, 2016.
- Agnès Couffinhal, Sandy Tubeuf, and Paul Dourgnon. Outils de mesure des inégalités de santé : quelques débats d'actualité. *Santé, Société et Solidarité*, 3(2) :163–171, 2004.
- G de Lagasnerie, F Jusot, J Wittwer, P Ricci-Renaud, C Gastaldi-Menager, M Mazars, et al. Une analyse longitudinale (2008-2013) du reste à charge des ménages après remboursement par l'assurance maladie obligatoire. *Les dépenses de santé en 2014*, pages 141–169, 2014.
- Thérèse Deborde, Edouard Chatignoux, Cécile Quintin, Nathalie Beltzer, Françoise F Hamers, and Agnès Rogel. Breast cancer screening programme participation and socioeconomic deprivation in france. *Preventive Medicine*, 115 :53–60, 2018.
- Caroline Desprès. Le non-recours aux droits : l exemple de la protection sociale. *Vie sociale*, 1(1) : 21–96, 2008.

- Caroline Despres. 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, 2010.
- Caroline Desprès, Stéphanie Guillaume, and Pierre-Emmanuel Couralet. 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*, 2009.
- Marion Devaux. 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, 2015.
- Marion Devaux and Michael De Looper. *Income-related inequalities in health service utilisation in 19 OECD countries, 2008-2009*. OECD, 2012.
- Paul Dourgnon and Michel Grignon. Le tiers-payant est-il inflationniste?: étude de l'influence du recours au tiers-payant sur les dépenses de santé. *Questions d'économie de la santé*, 2000.
- Paul Dourgnon, Florence Jusot, and Romain Fantin. Payer nuit gravement à la santé : une étude de l'impact du renoncement financier aux soins sur l'état de santé. *Économie publique/Public economics*, (28-29) :123–147, 2012a.
- Paul Dourgnon, Zeynep Or, and Christine Sorasith. Evolution de l'état de santé depuis 20 ans : les inégalités de recours aux soins en france, retour sur une décennie de réformes. *Actualité et dossier en santé publique*, (80) :33–35, 2012b.
- Paul Dourgnon, Zeynep Or, and Christine Sorasith. L'impact du dispositif des affections de longue durée (ald) sur les inégalités de recours aux soins ambulatoires entre 1998 et 2008. *Questions d'économie de la santé*, 183, 2013.
- Magali Dumontet, Thomas Buchmueller, Paul Dourgnon, Florence Jusot, and Jérôme Wittwer. Gate-keeping and the utilization of physician services in france : Evidence on the médecin traitant reform. *Health Policy*, 121(6) :675–682, 2017.
- Ronald Dworkin. What is equality? part 1 : Equality of welfare. *Philosophy & Public Affairs*, pages 185–246, 1981a.
- Ronald Dworkin. What is equality? part 2 : Equality of resources. *Philosophy & Public Affairs*, pages 283–345, 1981b.
- Teresa Bago d'Uva and Andrew M Jones. Health care utilisation in europe : new evidence from the echp. *Journal of health economics*, 28(2) :265–279, 2009.
- Marc Fleurbaey. *Fairness, responsibility, and welfare*. OUP Oxford, 2008.

- Marc Fleurbaey and Erik Schokkaert. Unfair inequalities in health and health care. *Journal of health economics*, 28(1) :73–90, 2009.
- Marc Fleurbaey and Erik Schokkaert. Equity in health and health care. In *Handbook of health economics*, volume 2, pages 1003–1092. Elsevier, 2011.
- Fonds CMU-C. Rapport annuel sur l’aide au paiement d’une complémentaire santé. Technical report, Paris, France, 2017.
- Fonds CMU-C. Rapport d’activité. Technical report, Paris, France, 2019.
- Carine Franc and Aurélie Pierre. Conséquences de l’assurance publique et complémentaire sur la distribution et la concentration des restes à charge : une étude de cas. *Économie et statistique*, 475(1) :31–49, 2015.
- Carinne Franc and Marc Perronnin. Aide à l’acquisition d’une assurance maladie complémentaire : une première évaluation du dispositif acs. *Questions d’économie de la santé*, 2007.
- Léontine Goldzahl. Contributions of risk preference, time orientation and perceptions to breast cancer screening regularity. *Social Science & Medicine*, 185 :147–157, 2017.
- Léontine Goldzahl, Guillaume Hollard, and Florence Jusot. Increasing breast-cancer screening uptake : a randomized controlled experiment. *Journal of health economics*, 58 :228–252, 2018.
- Michel Grignon, Marc Perronnin, and John N Lavis. Does free complementary health insurance help the poor to access health care? evidence from france. *Health Economics*, 17(2) :203–219, 2008.
- Michael Grossman. On the concept of health capital and the demand for health. In *Determinants of Health*, pages 6–41. Columbia University Press, 1972.
- S Guthmuller, F Jusot, T Renaud, and J Wittwer. Comment expliquer le non-recours à l’aide pour une complémentaire santé? les résultats d’une enquête auprès de bénéficiaires potentiels à lille en 2009. *Questions d’économie de la santé*, 195, 2014a.
- Sophie Guthmuller and Jérôme Wittwer. 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, 2017.
- Sophie Guthmuller, Florence Jusot, and Jérôme Wittwer. Improving takeup of health insurance program a social experiment in france. *Journal of Human resources*, 49(1) :167–194, 2014b.
- Haut Conseil pour l’Avenir de l’Assurance Maladie. La généralisation de la couverture complémentaire en santé. Technical report, 2013a.

- Haut Conseil pour l’Avenir de l’Assurance Maladie. Les principes de solidarité de l’assurance maladie, notes du haut conseil pour l’avenir de l’assurance maladie. Technical report, 2013b.
- Hélène Huber. Decomposing the causes of inequalities in health care use : a micro-simulations approach. *Journal of health economics*, 27(6) :1605–1613, 2008.
- Noémie Jess. Les effets de la couverture maladie universelle complémentaire sur le recours aux soins. *Études et résultats*, (944), 2015.
- F Jusot. Les inégalités de recours aux soins : bilan et évolution. *Revue d’épidémiologie et de santé publique*, 61 :S163–S169, 2013.
- Florence Jusot. La complémentaire santé : une source d’inégalités face à la santé? *Les Tribunes de la santé*, (2) :69–78, 2014.
- Florence Jusot and Léontine Goldzahl. Les déterminants du recours régulier au dépistage du cancer du sein en france. *Revue française d’économie*, 31(4) :109–152, 2016.
- Florence Jusot, Zeynep Or, and Nicolas Sirven. Variations in preventive care utilisation in europe. *European Journal of Ageing*, 9(1) :15–25, 2012.
- Florence Jusot, Sandy Tubeuf, Marion Devaux, and Catherine Sermet. Social heterogeneity in self-reported health status and the measurement of inequalities in health. In *Perceived health and adaptation in chronic disease*, pages 175–195. Routledge, 2017.
- Claude Le Pen. Assurance maladie : le modèle de 45 est-il mort? *Le Débat*, (4) :116–128, 2010.
- Michael Marmot, Sharon Friel, Ruth Bell, Tanja AJ Houweling, Sebastian Taylor, Commission on Social Determinants of Health, et al. Closing the gap in a generation : health equity through action on the social determinants of health. *The lancet*, 372(9650) :1661–1669, 2008.
- M Perronnin. Restes à charge publics en ville et à l’hôpital : des taux d’effort inégalement répartis. *Questions d’économie de la santé—Irdes*, 218 :1–8, 2016.
- Aurélié Pierre and Florence Jusot. The likely effects of employer-mandated complementary health insurance on health coverage in france. *Health Policy*, 121(3) :321–328, 2017.
- John Rawls. *A Theory of Justice*. Oxford University Press, 1971.
- Denis Raynaud. L’impact de la cmu sur la consommation individuelle de soins. *Études et résultats*, 229 :1–8, 2003.
- H. Revil and S. Bailly. Diagnostic du renoncement aux soins des assurés des cpam de la seconde vague de généralisation des pfidass. Technical report, 2018.

- Lise Rochaix and Sandy Tubeuf. Mesures de l'équité en santé : Fondements éthiques et implications. *Revue économique*, pages 325–344, 2009.
- E Schokkaert. Justice in health : Measuring inequality. In *Conference presentation 19th European Health Economics Workshop (EHEW), Paris School of Economics*, 2018.
- Amartya Sen. Equality of what? *Choice, Welfare, and Measurement, Oxford, Basil Blackwell, 1982, pp. 353-69*, 1979.
- Jonathan Sicsic and Carine Franc. Obstacles to the uptake of breast, cervical, and colorectal cancer screenings : what remains to be achieved by french national programmes? *BMC health services research*, 14(1) :1–12, 2014.
- Jonathan Sicsic and Carine Franc. Impact assessment of a pay-for-performance program on breast cancer screening in france using micro data. *The European Journal of Health Economics*, 18(5) : 609–621, 2017.
- Marisol Touraine. Health inequalities and france's national health strategy. *The Lancet*, 383(9923) : 1101, 2014.
- Eddy Van Doorslaer, Cristina Masseria, et al. *Income-related inequality in the use of medical care in 21 OECD countries*, volume 14. OECD Paris, 2004.
- Eddy Van Doorslaer, Cristina Masseria, Xander Koolman, et al. Inequalities in access to medical care by income in developed countries. *Cmaj*, 174(2) :177–183, 2006.
- Adam Wagstaff and Eddy Van Doorslaer. Equity in health care finance and delivery. *Handbook of health economics*, 1 :1803–1862, 2000.
- Philippe Warin. Mieux informer les publics vulnérables pour éviter le non-recours. *Informations sociales*, (4) :52–62, 2013.

Annexes

TABLE A1 – Déterminants du taux de renoncement aux soins parmi les personnes âgées de 15 ans et plus (régressions logistiques)

	Renoncement consultation médicale Odds Ratios	Renoncement consultation dentaire Odds Ratios	Renoncement à des lunettes Odds Ratios
Constante	0.03 ***	0.10 ***	0.03 ***
Age (25-34) (ref : 15-24)	1.40	1.40	1.85 *
Age (35-44)	0.89	1.67 *	1.47
Age (45-54)	0.67	1.43	2.24 **
Age (55-64)	0.41 **	1.30	2.76 ***
Age (65-74)	0.26 ***	1.15 1.93 *	
Age (75 ans et plus)	0.09 ***	0.61 *	0.91
Sexe (Homme) (ref : Femme)	0.65 ***	0.79 ***	0.57 ***
État de santé (Bon) (ref : Très bon)	1.94 ***	1.75 ***	1.65 ***
État de santé (Assez bon)	4.07 ***	2.93 ***	2.70 ***
État de santé (Mauvais)	5.57 ***	4.02 ***	3.14 ***
État de santé (Très mauvais)	7.22 ***	3.90 ***	6.40 ***
ALD (Oui) (ref : non)	0.83	1.00	1.03
Type de couverture (CMU-C) (ref : CS prive)	0.48 ***	0.68 **	1.18
Type de couverture (Non couvert)	2.83 ***	2.71 **	2.69 ***
Type de couverture (Ne sais pas)	1.22	1.24	0.86
Niveau d'études (CEP) (ref : Aucun)	1.26	1.12	0.80
Niveau d'études (CAP/BEP)	1.05	1.09	0.96
Niveau d'études (Bac) 1.27	0.99		
Niveau d'études (Supérieur)	0.71	0.91	1.00
Niveau d'études (Études en cours)	0.44	0.67	0.52
Niveau d'études (Autre)	3.14	0.99	1.31
Quintile de revenu [10-0 - 1350] (ref : [-0 - 1000])	0.81	0.81 *	0.95
Quintile de revenu [13-0 - 1708]	0.39 ***	0.56 ***	0.66 **
Quintile de revenu [17-8 - 2222]	0.25 ***	0.42 ***	0.53 ***
Quintile de revenu [22-2 - Max]	0.12 ***	0.27 ***	0.30 ***
Observations	6936	6936	6936
R2 ajusté	0.083	0.079	0.068

* p<0.05 ** p<0.01 *** p<0.001

Note : Odds-ratios issus de régressions logistiques, variable dépendante en colonne et variables explicatives en lignes.

Lecture : Les odds-ratios (O.R.) expriment un rapport de côtés par rapport à la situation de référence, pour laquelle la valeur de l'O.R. est fixée à 1. Une valeur supérieure (inférieure) à un, indique une probabilité plus élevée (faible) de réalisation de l'événement, toutes choses égales par ailleurs. La valeur des odds ratios tend vers celles des risques relatifs dans le cas de probabilités faibles. Les O.R. peuvent donc s'interpréter comme le sur-risque de réalisation de l'événement par rapport à la situation de référence.

Source et champ : Enquête EHIS-ESPS [2014], personnes âgées de 15 ans et plus.

TABLE A2 – Déterminants du taux de recours aux soins parmi les personnes âgées de 15 ans et plus (Régressions logistiques)

	Généraliste Odds Ratios	Spécialiste Odds Ratios	Dentiste Odds Ratios	Coloscopie Odds Ratios	Mammographie Odds Ratios	Frottis cervico utérin Odds Ratios
Constante	3.95 ***	0.31 ***	0.32 ***	0.12 ***	2.20 **	1.35
Age (25-34) (réf : 15-24)	0.93	1.45 ***	0.88			
Age (35-44)	0.95	1.30 **	0.99			0.80 *
Age (45-54)	0.88	1.32 **	1.16			0.68 ***
Age (55-64)	0.95	1.29 **	1.21 *	1.63 ***	0.99	0.43 ***
Age (65-74)	1.47 *	1.55 ***	1.20	1.89 ***	0.85	
Age (75 ans et plus)	2.34 ***	1.43 **	1.17	2.23 ***	0.47 **	
Sexe (Homme) (réf : Femme)	0.50 ***	0.57 ***	0.82 ***	1.09		
État de santé (Bon) (réf : très bon)	1.67 ***	1.40 ***	1.07	1.20	0.72 *	0.89
État de santé (assez bon)	2.79 ***	2.19 ***	1.00	1.62 ***	0.68 *	0.82
État de santé (mauvais)	4.90 ***	3.61 ***	1.21 *	1.94 ***	0.62 *	0.68 *
État de santé (Très mauvais)	3.74 *	3.90 ***	0.83	2.51 **	1.00	1.49
ALD (oui) (réf : non)	4.62 ***	2.56 ***	0.95	1.37 ***	1.15	0.95
Type de couverture (CMU-C) (réf : CS privée)	1.12	1.00	1.23 **	0.87	0.57 **	0.66 ***
Type de couverture (non couvert)	0.35 ***	0.58 ***	0.64 ***	0.59 *	0.69	0.31 ***
Type de couverture (ne sais pas)	0.71	0.96	0.86	0.40 *	1.19	0.85
Niveau d'études (CEP) (réf : aucun)	0.97	0.99	0.92	1.01	1.43 *	1.66 **
Niveau d'études (CAP/BEP)	0.98	1.15 *	1.12	0.98	1.32 *	1.45 ***
Niveau d'études (Bac)	0.97	1.08	1.26 **	1.02	1.31	1.53 ***
Niveau d'études (supérieur)	0.97	1.46 ***	1.35 ***	0.97	1.17	1.69 ***
Niveau d'études (en cours)	1.58 **	1.46 ***	1.65 ***	0.00	1.20	1.65
Niveau d'études (autre)	0.86	1.6-2 **	1.01	0.95	0.70	0.99
Quintile de revenu [1000 - 1350] (réf : [0 - 1000])	1.11	0.98	0.98	1.10	1.18	1.19
Quintile de revenu [1350 - 1708]	1.28 *	1.19 **	1.09	1.14	1.40 *	1.58 ***
Quintile de revenu [1708 - 2222]	1.35 **	1.30 ***	1.06	1.25	1.87 ***	1.79 ***
Quintile de revenu [2222 - Max]	1.39 **	1.49 ***	1.21 **	1.41 **	1.70 **	1.76 ***
Densité de généralistes pour 1 000 000 d'habitants	1.03					1.01
Part de généralistes en secteur 2	0.99 **					1.00
Densité de spécialistes pour 1 000 000 d'habitants		1.01 *				
Part de spécialistes en secteur 2		1.00				
Densité de dentistes pour 1 000 000 d'habitants			1.04 ***			
Densité de gastro-entérologues pour 1 000 000 d'habitants				1.33		
Part de gastro-entérologues en secteur 2				1.00		
Densité de gynécologues pour 1 000 000 d'habitants					1.04	1.17 *
Part de gynécologues en secteur 2					1.00	1.00
Densité de radiologues pour 1 000 000 d'habitants					1.00	1.00
Part de radiologues en secteur 2					1.00	
Observations	13457	13204	13057	5094	2722	4515
R2 ajusté	0.072	0.107	0.14	0.035	0.032	0.076

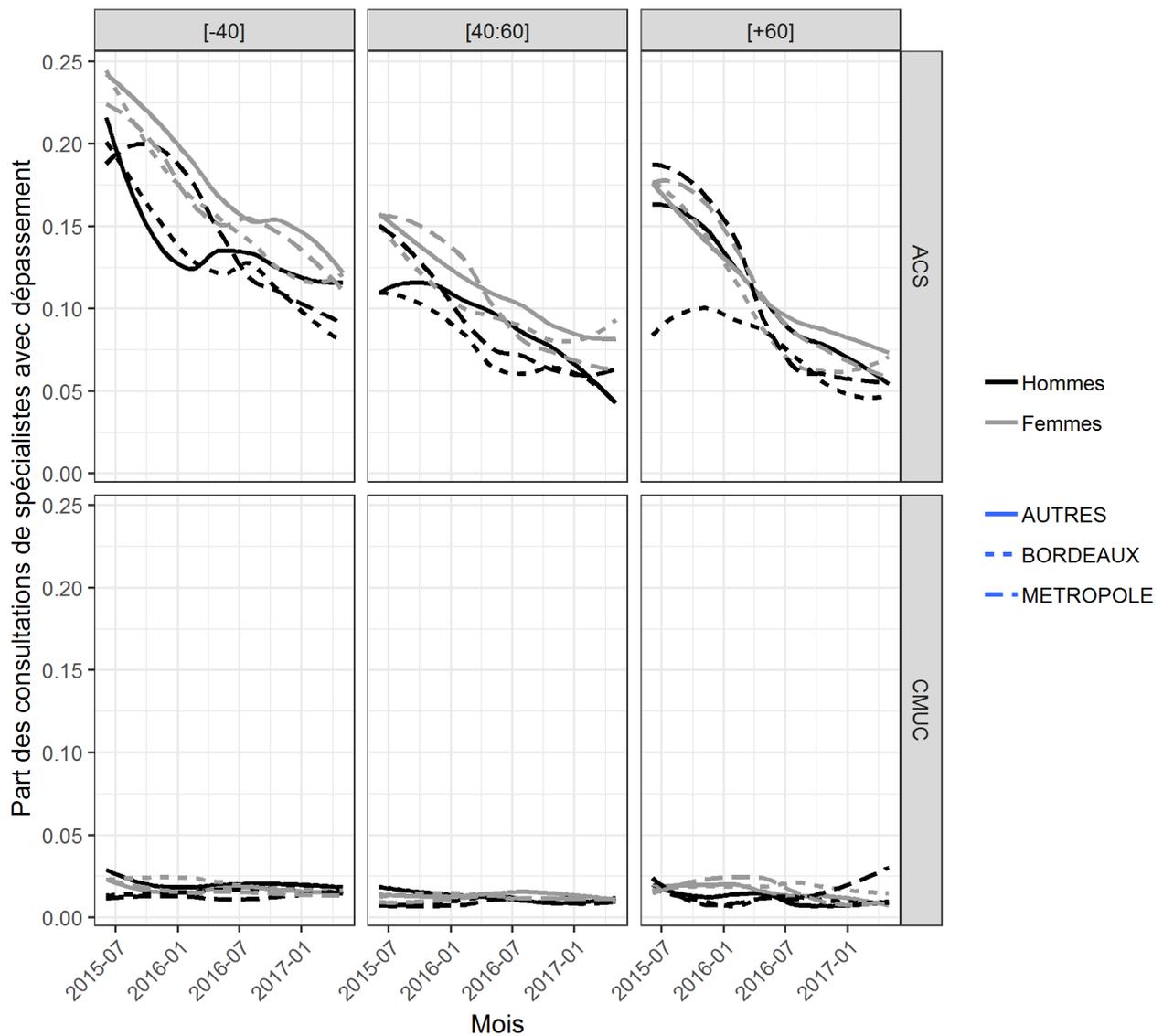
$p < 0.05$ ** $p < 0.01$ *** $p < 0.001$

Note : Odds-ratios issus de régressions logistiques, variable dépendante en colonne et variables explicatives en lignes.

Lecture : Les odds-ratios (O.R.) expriment un rapport de cotes par rapport à la situation de référence, pour laquelle la valeur de l'O.R. est fixée à 1. Une valeur supérieure (inférieure) à un, indique une probabilité plus élevée (faible) de réalisation de l'événement, toutes choses égales par ailleurs. La valeur des odds ratios tend vers celles des risques relatifs dans le cas de probabilités faibles. Les O.R. peuvent donc s'interpréter comme le sur-risque de réalisation de l'événement par rapport à la situation de référence.

Source et champ : Enquête EHIS-ESPS [2014], personnes âgées de 15 ans et plus.

FIGURE A1 – Part des consultations de spécialistes avec dépassement d'honoraires dans la population ACS et CMU-C de Gironde



Note : Séries lissées par régressions sur polynôme local (Loess)

Source et champ : Caisse Primaire de l'Assurance Maladie de Gironde, Population affiliée au Régime général de la Gironde et Bénéficiaire de l'ACS ou de la CMU-C, juin 2015 à février 2017.

Chapitre II : Public health insurance impact on the consumption of healthcare services for low income populations

Ce chapitre a été co-écrit avec Florence Jusot, Jérôme Wittwer, Martine Thomas et
Chrystelle Gastaldi-Ménager

1	Introduction	54
2	Data and study design	56
3	Empirical Strategy	58
4	Results	60
5	Discussion	71
	Bibliography	73
	Appendix	76

1 Introduction

Despite universal healthcare coverage, the income gradient in health care utilization, and unmet needs appears to be among the worst, in western Europe and OECD countries (Devaux, 2015 ; Terraneo, 2015 ; OECD, 2019 ; Ramos et al., 2019 ; Chaupain-Guillot and Guillot, 2015 ; Cylus and Papanicolas, 2015). The origin of these inequalities is to be found in the cost-sharing induced by copayments and extra-billing (Rice et al., 2018). Complementary health insurance (CHI) can be purchased in order to insure co-payments and extra fees. . However low income populations are less to be covered by a CHI plan (Saliba and Ventelou, 2007 ; Jones et al., 2004 ; Buchmueller et al., 2004 ; Thomson et al., 2019). As a result, despite an explicit equity objective, the French healthcare system is characterized by important income inequalities in health care utilization.

In order to improve the level of equity in health care utilization and in health financing, the *Couverture Maladie Universelle Complémentaire* (CMU-C) has been implemented in 2000. It is a free means-tested complementary health insurance granting its beneficiaries virtually free access to healthcare. The program aims at removing financial barriers to access to healthcare using three levers : (i) it fully reimburses statutory co-payments, (ii) doctors are forbidden from charging extra fees and (iii) the payment is made directly from the insurer to the provider, while patients have usually to pay and ask reimbursement to the National Health Insurance.

Co-payments represent on average 30% of the ambulatory health care fees. The percentage is much less for hospital stays but is much more concentrated at the top of the distribution. Extra-billings concern essentially health care delivered by specialists and are mainly located in large French cities (Paris, Lyon, and Nice in particular). Globally, CHI covers 14% of the health care expenses which can be viewed as a rather modest part but as mentioned this figure hides more (Antunez et al., 2018).

This study explores to what extent the CMU-C program impacts health care utilization of the eligible low-income population.

Numerous studies have shown that the benefit of health insurance is associated with higher consumption of healthcare services, this effect is dependent on the population covered, the services covered and the share left as co-payments (Buchmueller et al., 2005). Experimental evidence from Finkelstein et al. (2012) shows that providing low-income uninsured with complete insurance has a positive effect on the consumption of inpatient and outpatient healthcare services. Results from the RAND health insurance experiment breakdown the difference in utilization between uninsured and fully insured by randomly granting plans with different levels of co-payments (Newhouse et al., 1993). The experimental results show that plans with different levels of co-payments had non-different levels of consumption, while the difference with the no-copayment plan was statistically significant (Newhouse et al., 1993).

These results show that the consumption of healthcare services can be reduced by leaving patients paying a share of the cost of their consumption of healthcare and has been confirmed by more recent

literature (Swartz, 2010; Kiil and Houlberg, 2014). However, this reduction in consumption affects both medically necessary and unnecessary care (Newhouse et al., 1993; Baicker et al., 2015).

Whether the price sensitivity of populations with low income is different from the rest of the population is still a subject of debate. Chandra et al. (2014) uses exogenous variations in the cost-sharing policy of the ComCare program and finds a price elasticity of -0.16 for the Massachusetts low income population.

The specificity of the CMU-C program is that it concerns mainly copayments of a quite generous mandatory National health insurance. Little evidence on this program has been produced. The introduction of the CMU-C offered the opportunity to analyze the effect of suppressing co-payments on the demand for health care from low-income populations. Grignon et al. (2007) used the introduction of the policy as a natural experiment and found a positive effect of the plan on the consumption of generalist care, specialist care, and prescription drugs for individuals who voluntarily subscribed. Despite these significant results, the authors conclude a lack of overall effect of the policy. Guthmuller and Wittwer (2017) studied the demand for the same services around the eligibility threshold of the means-tested program, they also conclude to a lack of effect of the policy for the eligible population closed to the threshold.

In this paper, we propose to re-examine the impact of the CMU-C program on healthcare utilization relying on a new identification strategy. Identification relies on coverage variations that are endogenous at the household level but exogenous at the individual level. Using detailed public hospital stay data we can identify unpredictable hospital admissions and argue that such hospital admissions are a good identification for non-anticipated CMU-C take-up at the household level. We then compare beneficiaries who enrolled in CMU-C following a non-programmed public hospital admission of a member of their household to a general population control group. The control group is selected on comparable demographic characteristics and we only keep controls for whom a household member was admitted for a non-programmed public hospital stay.

We provide new evidence of the effect of suppressing co-payments on the healthcare use of low-income populations. We add to the existing literature by providing estimates computed from claims data allowing us to explicitly control for adverse selection in the program, study the effect of insurance on a two years period, and study several ambulatory types of care over different populations, including dental care.

Section 3 describes the data source, the design of the study and the implementation of the identification strategy. Section 3 details the empirical strategy. Section 4 presents the results and robustness checks. Finally section 5 discuss the results and concludes.

2 Data and study design

2.1 Data

The *Système National des Données de Santé* (SNDS) is the French database gathering individual reimbursement claims from nearly the entire French population, for all covered medical goods and services including inpatient and outpatient care as well as prescription drugs, dentures, hearing aids, eyeglasses (Tuppin et al., 2017)... This work is restricted to the member of the *Régime général* (RG), the main French health insurance scheme, which covers the entire french population except the self-employed, the farmers and their families (87% of the French population)¹. The insured are followed from 2012 to 2017.

2.2 Identification strategy

The basic idea of the empirical strategy is to follow in the SNDS a cohort of individuals before and after their enrollment in the CMU-C program to compare the evolution of their health care utilization with those of a control cohort continuously covered by private complementary health insurance over the studied period. The objective is to estimate the impact of the CMU-C program on health care utilization patterns of enrollees using a difference in difference analytical framework.

The main limitation of such a strategy in the studied context is that CMU-C take-up may be associated with a health shock which could drive the health care utilization pattern change. In other words, the causal interpretation of CMU-C take-up on health care utilization is spurious.

To overpass this limitation we take advantage of the fact that eligible individuals may benefit from social workers' aid to apply to the CMU-C benefit. The application process is indeed quite difficult and the administrative complexities represent an actual barrier for part of the eligible population (Cortinas and Divert, 2012). The non-take-up rate has been estimated between 23 and 35% in 2015. Hospital is a place where social workers are active to assist eligible individuals applying to the CMU-C program. The financial hospital incentive to make their patients able to pay the bill is indeed obvious. We could then think to use hospital visits as an exogenous event associated with CMU-C enrollment. Unfortunately, hospital visits are usually associated with health shocks! Then using hospital visits as an exogenous shock doesn't help to address the endogenous bias mentioned above.

The artifice we use is to consider as an exogenous shock the hospital inpatient stay of a member of the family of the studied individual. As the CMU-C enrollment concerns all the members of the family level - it is a family means-tested benefit, and as far we consider that a hospital inpatient stay of a member of the family is not associated with a personal health shock for the studied individual - we get an exogenous shock correlated with CMU-C enrollment. We more precisely consider two groups :

1. The French system is of Bismarckian origin and thus multiple insurance schemes coexist, information completeness is not ensured for all schemes.

the so-called treated and control groups.

The treated group

The treated group is composed of insured enrolled in the CMU-C program for the first time either in 2014 or 2015. We keep insured aged 18 to 75 in 2012 and enrolled for two consecutive years 2014-2105 or 2015-2016. We restrict the individuals for whom the CMU-C enrollments occur during a quarter of an inpatient stay happened at the family level. We then restrict the “treated” group to the individual of the CMU-C cohort who enrolls in the program while a member of their household is admitted for an inpatient stay.

Our identification strategy relies on the unpredictable feature of the hospital stay as a sudden health shock, we only consider short-term stays (medicine, surgery, and obstetrics units) which can be considered non-programmed. Non-programmed stays are defined according to the nature of the first medical unit the patient was admitted in. A stay is considered non-programmed if initiated in the following units : emergency room, intensive care, or supervisory care.

The control group

The control group is composed of insured continuously covered by private complementary health insurance over the studied period (2012-2016) and so not recipients of the CMU-C nor of the ACS.² In order to build a group similar to the treated group we use a stratified random sampling on five years-wide age classes, gender, chronic disease payment exemption³ and a local deprivation index⁴ taking the CMU-C beneficiaries database as a reference.

In a second step, we randomly assign an enrollment quarter in 2014 and 2015 to each individual of this group and keep each individual for whom one of her/his family members was hospitalized during the quarter of her/his “virtual” enrollment. The aim is indeed to determine, for each individual of the control group, a virtual quarter of enrollment (in 2014 or 2105) with the same event as it occurs in the treated group, that is hospitalization of a member of the family.

2.3 descriptive statistics

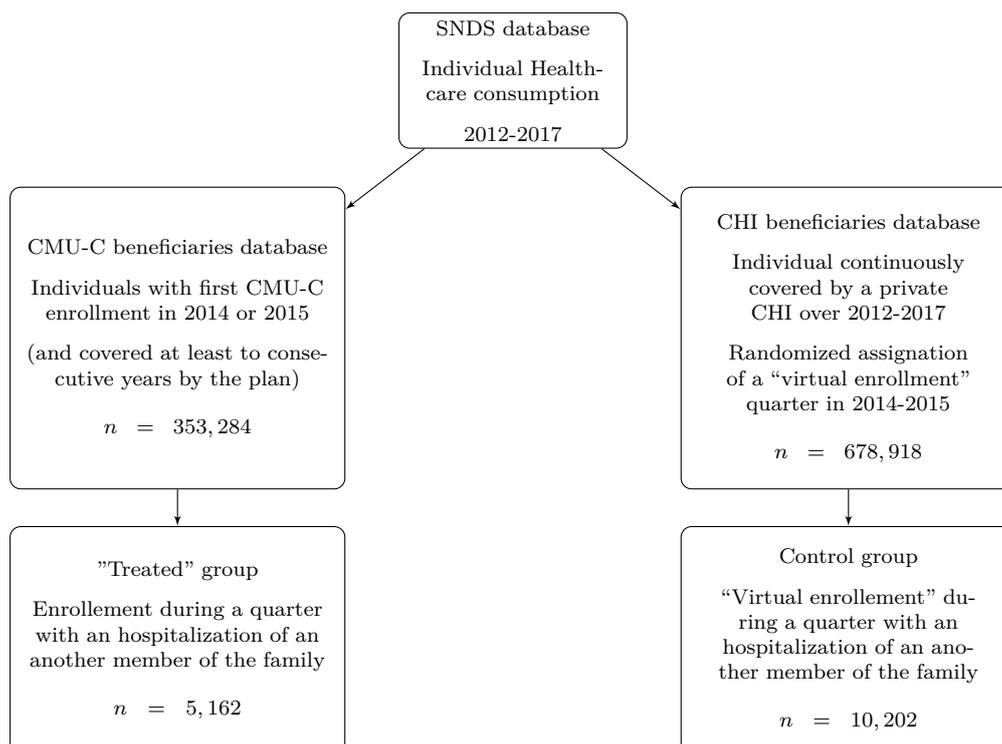
Table 1 describes the population study. The size of the sample is 15,364 individuals followed during 16 quarters : 174,096 observations. The population is rather young with a mean age of 36 years old,

2. The ACS is a voucher scheme targeting households whose income is between 100% and 135% of the CMU-C threshold

3. Chronic patient recognized as such benefit from the affections de longue durée (ALD) scheme : they are exempted from co-payment on health services considered as directly linked to the chronic disease. The scheme can be thought of as a form of value-based insurance as the medical procedures considered as most needed by the patient are fully reimbursed.

4. The spatial deprivation index developed by is a practical index to take into account spatial disparities in terms of socioeconomic conditions. This index combines information on household income, the share of the population that graduated from high school, unemployed, and blue-collar workers. This relatively low amount of information allows the index to be supplied at the city level and contains enough information for it to be correlated with mortality rates at the local level (Rey et al., 2009)

FIGURE 1 – Population selection procedure



the gender distribution is slightly in favor of women and a greater share of the population lives in more deprived areas. However the share of welfare benefit⁵ recipients and ALD scheme members is low. These lower figures can be explained by the selection process of the population : we select only individuals who enroll suddenly following a health shock of a relative. Welfare benefit recipients are more likely to be identified as eligible and encouraged to take up before an adverse health event happens.

Additional population characteristics are also shown in table 1. Only one-fifth of the final sample of CMU-C beneficiaries was covered by complementary health insurance during the two years preceding enrollment. Along, with the chronic disease payment exemption, the health condition leading to the exemption is provided. Members of the control group tend to be more often exonerated because of cancer and less often because of diabetes and psychiatric conditions than the CMU-C members.

3 Empirical Strategy

3.1 Outcomes

For each type of care, we investigate the impact of each program on the extensive margin by computing the quarterly probability of utilization and investigating the intensive margin in computing the quarterly log-conditional expenditures. Extra fees are excluded from the computation of the expendi-

5. The *Revenu de solidarité active* (RSA) is income support for households without other sources of revenue. French claims databases only allow identification for those affiliated who are to the insurance as RSA recipient : individuals without any professional activity

TABLE 1 – Sample size and demographic characteristics - study population

	CMU-C (1)	Control (2)	p-value (3)	
N	5162	10202		
Age at enrollment (years)	35.93	36.19	0.15	
Women (%)	52.65	52.52	0.89	
Welfare benefits (%)	6.63	0.00	0.00	
Pre-enrollment coverage (%)	20.13	100.00	0.00	
ALD (%)	6.37	6.81	0.32	
	Muscular and Neuro- logic affections	0.29	0.25	0.81
	Cancer	0.54	0.74	0.20
	Coronary disease	0.33	0.27	0.66
	Crohn and recto- colitis diseases	0.19	0.22	0.92
ALD exoneration motive (%)	Diabetes	1.90	0.99	0.00
	Heart failure	0.27	0.25	0.98
	Respiratory failure	0.23	0.18	0.58
	Long term psy- chiatric conditions	1.07	0.55	0.00
	Spondylitis	0.10	0.25	0.08
	Other	1.45	1.19	0.19
	(Q1)	9.16	9.65	0.34
	(Q2)	13.81	14.01	0.76
Municipal socioeconomic condition quintile (%)	(Q3)	18.54	18.04	0.46
	(Q4)	19.90	19.62	0.71
	(Q5)	32.78	32.86	0.94
	(NA)	5.81	5.82	1.00

Note : Column (1) and (2) represent averages and proportions for each group. Third column present the p-value from student test for differences in mean and from chi-square test for differences in proportions between column (1) and (2).

Source : SNDS-DCIR, *Régime général* affiliated population. CMU-C beneficiaries enrolled for the first time in 2014 or 2015, concomitantly to a hospital admission of household member, enrolled for two consecutive years. Control group : *Régime général* affiliated continuously covered by a private CHI from 2012-2017, household member admitted to hospital in 2014 or 2015.

tures because physicians are not allowed to charge such fees to beneficiaries of the CMU-C. Such an inclusion would bias the before and after comparison and the comparison with the control group⁶.

The analysis is focused on ambulatory care⁷ and five types of ambulatory care are analyzed independently : total ambulatory care, generalist care, specialist care, dental care, and prescription drugs.

3.2 Double difference analysis

Restricting the sample to the exogenous enrolled allows us to get a local average treatment effect of the CMU-C in estimating a simple two-way fixed effect difference in difference model.

6. However, contrary to the other considered types of care, an important share of dental care payments is under the form of extra fees (for these types of care, extra fees can legally be charged to CMU-C beneficiaries). It is then a limit for the measurement of dental care expenditures as variations are likely to be under-estimated.

7. including eyeglasses and dental prosthesis

$$Y_{it} = \alpha_i + \delta_t + \gamma_s + \theta * X_{it} + \beta * enrolled_t * CMUC_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

With $i = 1N$ and $t = -87$

Where Y_{it} is the utilization or log of expenditures of individual i at quarter t , α_i is the individual fixed effect, δ_t is the quarter fixed effects, γ_s is a set of seasonal fixed effects, X_{it} is a vector of individual time-varying characteristics (ALD scheme and Welfare benefit) and β represents the impact of CMU-C enrollment on individuals who enrolled in the program.

Our estimation uses a two-part model methodology : the probability of using care is estimated in the first part before the expenditures conditional on using care. It allows us to analyze separately access to care behaviors and amounts spent once the patient has entered the system. The probability of use for each type of care is estimated using fixed effects linear probability models. Conditional expenditure per user is estimated using a fixed effects log-linear model.

The panel structure of the data allows us to use a fixed effect (within) specification in order to control for all-time constant unobserved heterogeneity such as income, chronic health status, preferences toward health, and household characteristics... While getting rid of the risk of correlation between the individual fixed effects and the explanatory variables.

3.3 Dynamic treatment effects

We repeated the analysis by interacting the time periods with the treatment variable in order to investigate temporal variations in the impact of the treatment. The objective of the dynamic analysis is to test for the existence of transitory demand effects which would be identified if all post-enrollment quarters are not impacted identically by the take-up and if the first post-enrollment quarters are more impacted than late post-enrollment quarters.

Dynamic treatment effects are investigated using equation 2 which is an adaptation of equation 1 in order to be able to catch the dynamic of the treatment : the β coefficient is replaced by a set of $T - 1$ interacted treatment-time coefficients (quarter $t = -1$ being used as the reference).

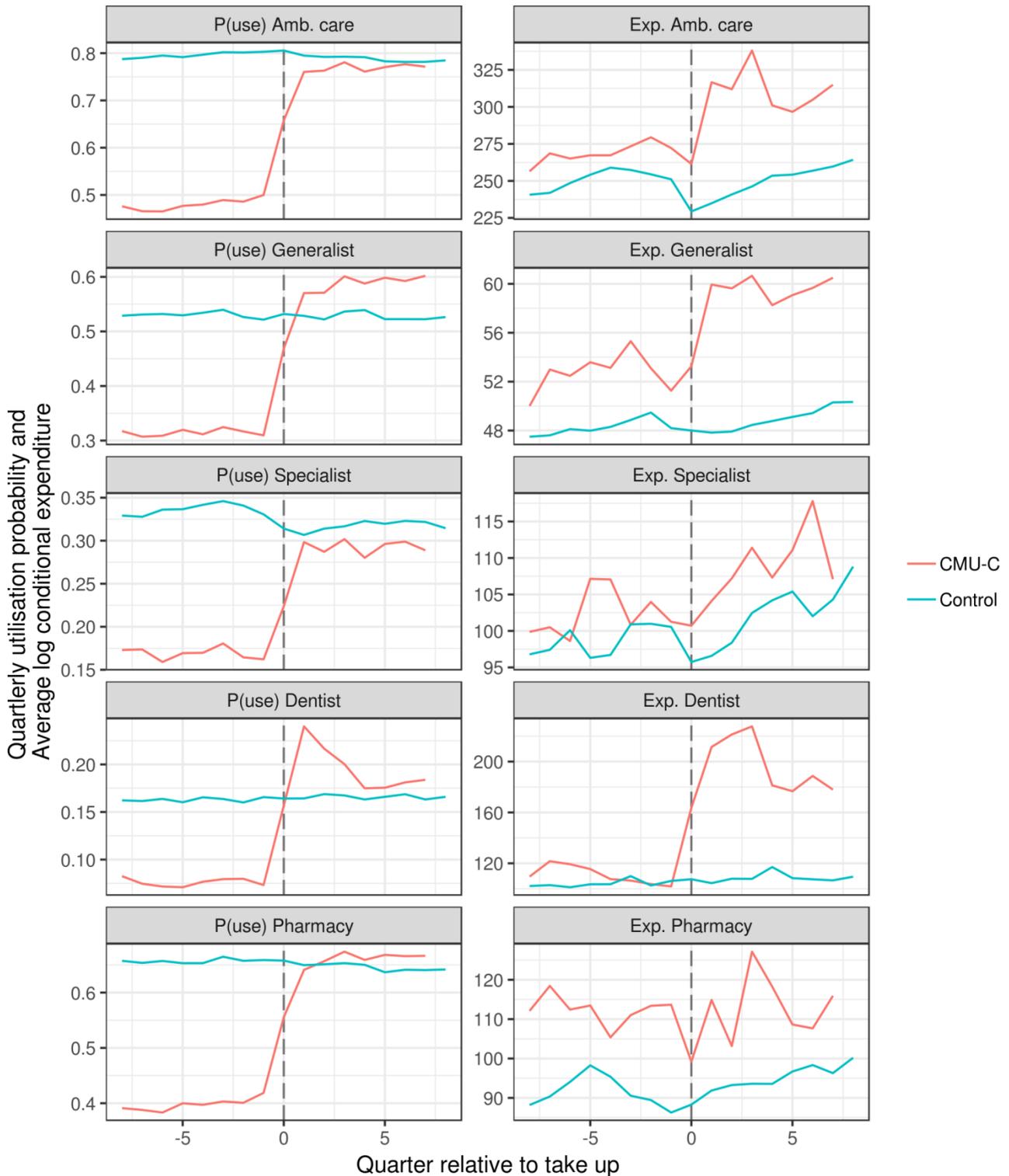
$$Y_{it} = \alpha_i + \delta_t + \gamma_s + \theta * X_{it} + \sum_t^T \beta_t(Q_t * CMUC_i) + \epsilon_{it} \quad (2)$$

4 Results

4.1 Main patterns

Figure 2 presents the evolution of the probability of using care (left panel) and conditional expenditures (right panel), by type of care. Negative time numbers correspond to pre-enrollment quarters, 0 is the enrollment one and positive periods are the post-enrollment quarters.

FIGURE 2 – Probability of use and expenditure per user evolution according to the program and type of care



Note : Probability to use per type of care (left panel) and conditional expenditure (right panel) across time and relative to enrollment quarter ($q = 0$).

Source : SNDS-DCIR, *Régime général* affiliated population. CMU-C beneficiaries enrolled for the first time in 2014 or 2015, concomitantly to a hospital admission of household member, enrolled for two consecutive years. Control group : *Régime général* affiliated continuously covered by a private CHI from 2012-2017, household member admitted to hospital in 2014 or 2015.

Probability to use care

The general pattern of evolution for the control group is a constant probability of using each type of care during the entire study period. The pattern of evolution for the CMU-C group is also similar across types of care : the pre-enrollment period is characterized by a sizeable access gap with respect to the quarterly use probability of the control group. Then the probability to use care increases during enrollment ($Q_t = 0$) and during the first post-enrollment quarter. The post-enrollment period shows different evolution patterns, Pharmacy, generalist care, and total ambulatory care quarterly utilization probability tend to rise continuously after take up, at a considerably slower pace but still higher than the controls' pace. Specialist and dental care utilization probability, on the other hand, peaks during the first post-enrollment quarter and stabilize or decrease.

Conditional expenditures

The left panel of figure 2 shows the evolution of the conditional expenditure per user by type of care. The pattern of evolution is more erratic than the probability to use care, the general trend is an increasing trend at different paces for both groups. But both groups are affected by a decrease in the level of expenditures during the enrollment quarter.

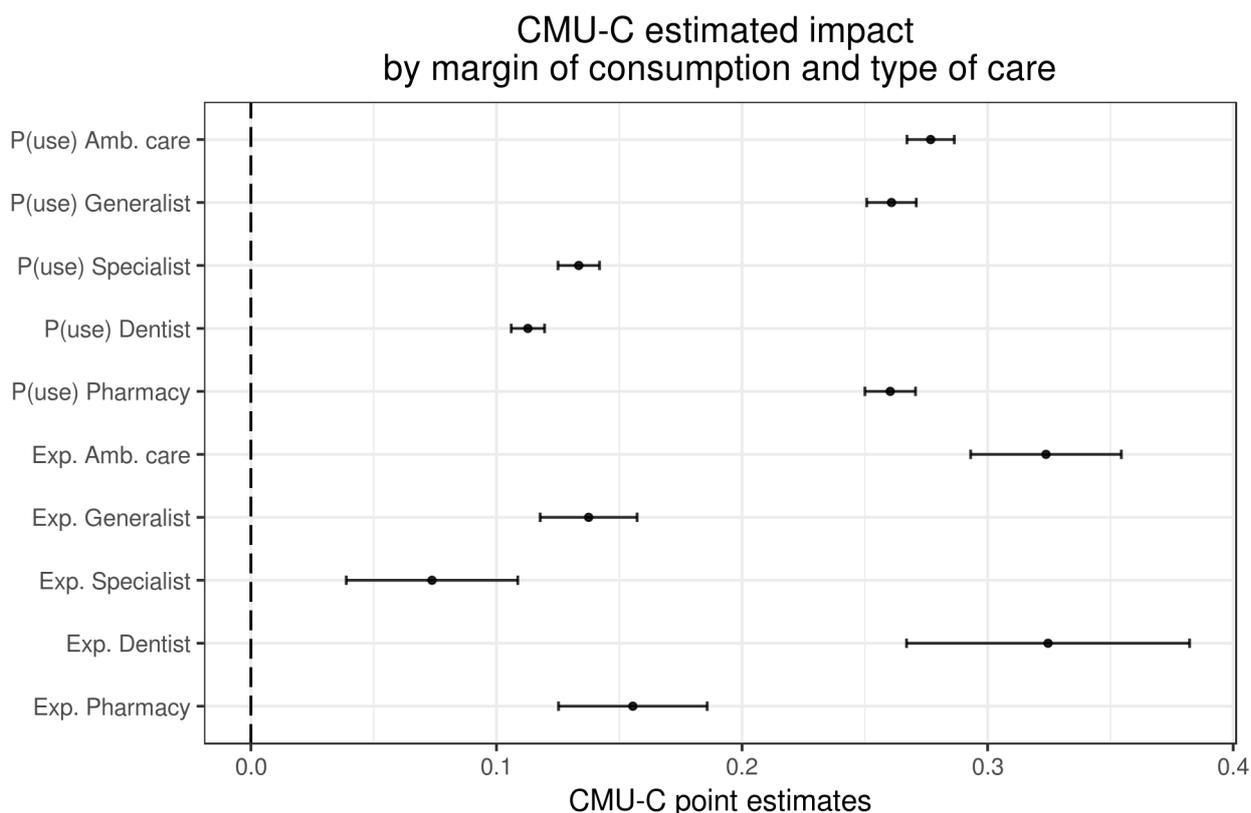
The explanation for these evolutions is to be found in the identification strategy. It implies the selection of individuals who aren't admitted to the hospital at quarter Q_0 . Excluding from the study sample individuals sufficiently ill in order to need a hospital admission at this time period. This exclusion appears then in terms of conditional ambulatory expenditures in the quarters before the no-hospital constraint is imposed in terms of a reduction. The expenditure drop before take-up size is not homogeneous across the different types of care : nearly absent for dental care, rather limited for generalist care and pharmacy, and important for specialist care.

4.2 Main Results

Figure 3 contains results from equation 1, double difference two-way fixed effects models for the five types of care considered, the β coefficient is presented with a 95% confidence interval. Complete regression results can be found in appendix A1 and A2. The five lines on the top represent the CMU-C impact on the quarterly utilization probability and the five bottom lines represent the impact on the expenditure per user.

Program enrollment has a strong positive and significant impact on the probability to use ambulatory care, overall but also on each of the four considered types of care. The quarterly probability to use ambulatory care increases by 27.7 percentage points, which represents a 58% increase in comparison with the baseline probability. Of the considered types of care, the impact is larger for generalist care and prescription drug utilization, with an estimated impact of respectively 26.08 and 26.03 percentage

FIGURE 3 – Double difference point estimates, CMU-C impact on the probability to use and conditional expenditure by type of care



Note : Double difference models are two way fixed effects models. 95% confidence intervals are computed from clustered standard errors at the individual level. Models are adjusted from seasonality with seasonal dummies. Control variable include benefit from the ALD scheme and receipt of welfare benefits.

Source : SNDS-DCIR, *Régime général* affiliated population. CMU-C beneficiaries enrolled for the first time in 2014 or 2015, concomitantly to a hospital admission of household member, enrolled for two consecutive years. Control group : *Régime général* affiliated continuously covered by a private CHI from 2012-2017, household member admitted to hospital in 2014 or 2015.

points versus 11.27 and 13.35 percentage points for dental and specialist care. However, in relative terms, dental care is the most impacted by enrollment with a 148% increase in utilization probability followed by generalist and specialist care (82% and 79%), and the least impacted type of care in relative terms is pharmacy with a 65% increase in utilization probability.

On average, quarterly expenditures for beneficiaries using ambulatory care increase by 32.37%. Taking the types of care independently, dental care expenditures increased by 32.46%, followed by pharmacy (15.55%), generalist (13.75%), and specialist care (7.37%). This increase in the intensive margins indicates that beneficiaries who consume care, either use care more frequently or use more expensive procedures after enrollment than before.

This first set of results shows the strong and significant impact of removing the financial barriers to healthcare. Moreover, in concordance with the existing literature, this effect is greater on the extensive margin of consumption than on the intensive margin (Baicker and Goldman, 2011).

We do not test formally for the existence of substitution effects between generalist and specialist care, but it seems to be unlikely from our results as the probability to use either type of care increases

in the same proportions on the extensive margin. On the intensive margin, conditional expenditures for generalist services increase more than specialists care, as shown by figure 3. Given the GP semi-gate-keeping system existing in France, generalist and specialist care are complement to a certain extent.

Dental care is the most impacted type of healthcare service, the quarterly probability to use dental care is more than doubled and the expenditure per user increases by more than 30%. The utilization of dental care can result in two situations : routine dental care or can involve prosthesis placement. In the former case, the reimbursement by the public insurance scheme is similar to office visits for other types of practitioners, but the prices can be higher than for a typical routine GP consultation. In the latter case, procedures are very costly and public reimbursement covers only a small share of the expenditures. The results suggest that dental care utilization is very dependent on the purchase of complementary health insurance.

Complementary health insurance coverage in the pre-enrollment period

As shown in table 1, one-fifth of our sample is covered by a private CHI before taking up the CMU-C. The coverage quality in the private market is heterogeneous, but lower-income populations are more likely to be covered in the individual market and thus, by policies of lower quality (Adjerad et al., 2019). Indeed, such policies are less likely to cover extra fees (or only partially) but very likely cover regular co-payments (Adjerad et al., 2019). For this sub-population, enrollment is associated with a lower price variation for healthcare compared with the rest of the sample. They are not affected by the suppression of co-payments as these were likely reimbursed by their private CHI, however, they benefit from the direct payment as they do not need anymore to pay upfront for their healthcare. They also benefit from the extra fees as they cannot be charged more than the conventional price.

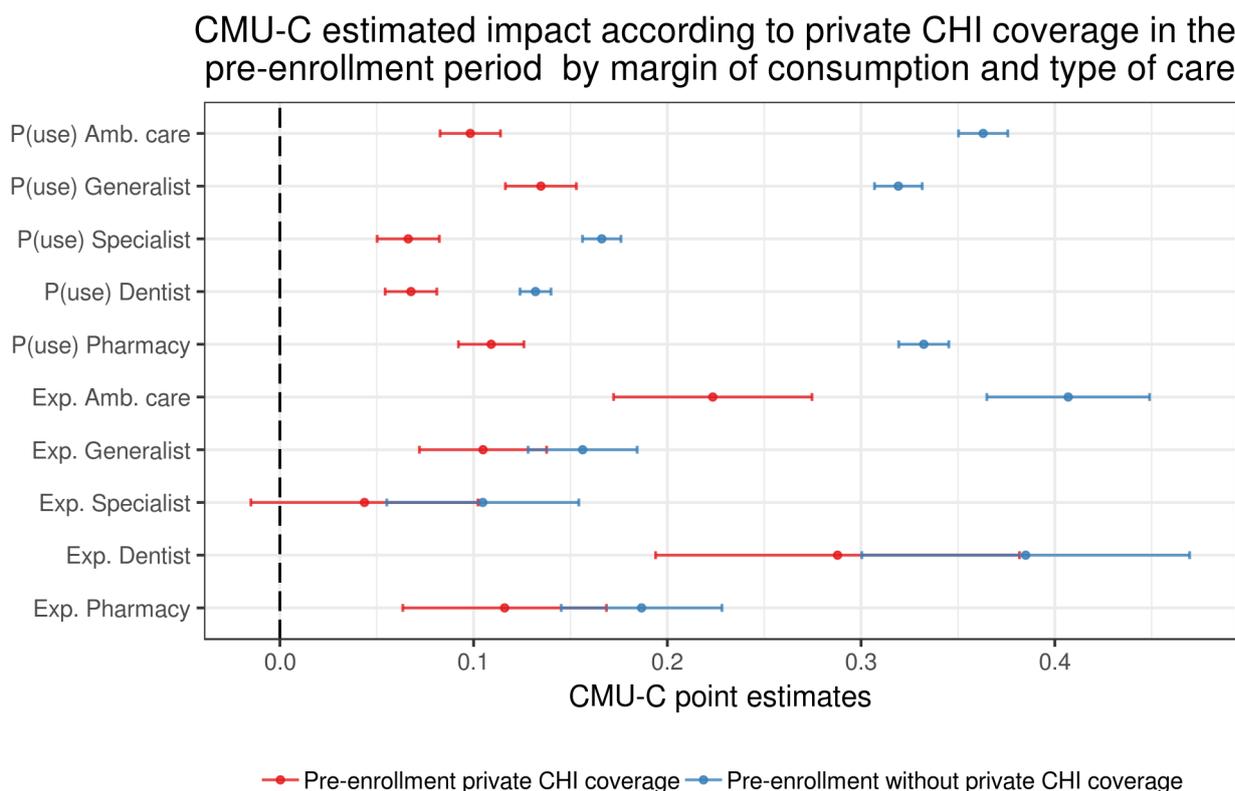
Figure 4 represents the estimated coefficients from the stratified analyses according to coverage status⁸ in the pre-enrollment period. Point estimates calculated on the individuals covered during the entire pre-enrollment period are displayed in red and point estimates computed on the population for which no information is available are displayed in blue. Complete regression results can be found in appendix A3, A4, A5 and A6. The main pattern from this figure is that the CMU-C impact on the utilization probability is statistically different between the groups whereas it is not on the intensive margin of consumption (with the exception of total ambulatory care conditional expenditures).

On the first hand, the quarterly probability of utilization for each of the types of services is more than doubled for individuals who were not covered by a private CHI in the pre-period : 256% for dental care, 141% for specialist care, 140% for generalist care, 114% for pharmacy and 100% for total ambulatory care?⁹ On the other hand, the impact of enrolling CMU-C for individuals who already

8. Private complementary health insurance coverage is only reliable for the covered individuals, however, it is very likely that the absence of information express lack of CHI.

9. Percentages of variation relative to the pre-enrollment probability of utilization

FIGURE 4 – Double difference point estimates, estimations stratified upon initial coverage by a private CHI, CMU-C impact on the probability to use and conditional expenditure by type of care



Note : Point estimates issued from model stratification with the respect to the coverage of a private complementary health insurance in the pre-enrollment period. Double difference models are two way fixed effects models. 95% confidence intervals are computed from clustered standard errors at the individual level. Models are adjusted from seasonality with seasonal dummies. Control variable include benefit from the ALD scheme and receipt of welfare benefits.

Source : SNDS-DCIR, *Régime général* affiliated population. CMU-C beneficiaries enrolled for the first time in 2014 or 2015, concomitantly to a hospital admission of household member, enrolled for two consecutive years. Control group : *Régime général* affiliated continuously covered by a private CHI from 2012-2017, household member admitted to hospital in 2014 or 2015.

benefited from complementary health insurance coverage is far from negligible : 52% for dental care, 27% for generalist care, 24% for specialist care, 17% for pharmacy and 13% for total ambulatory care.¹⁰ These differential results across groups suggest strongly all three CMU-C levers used to facilitate access to care may have an impact on the quarterly probability to use ambulatory care.

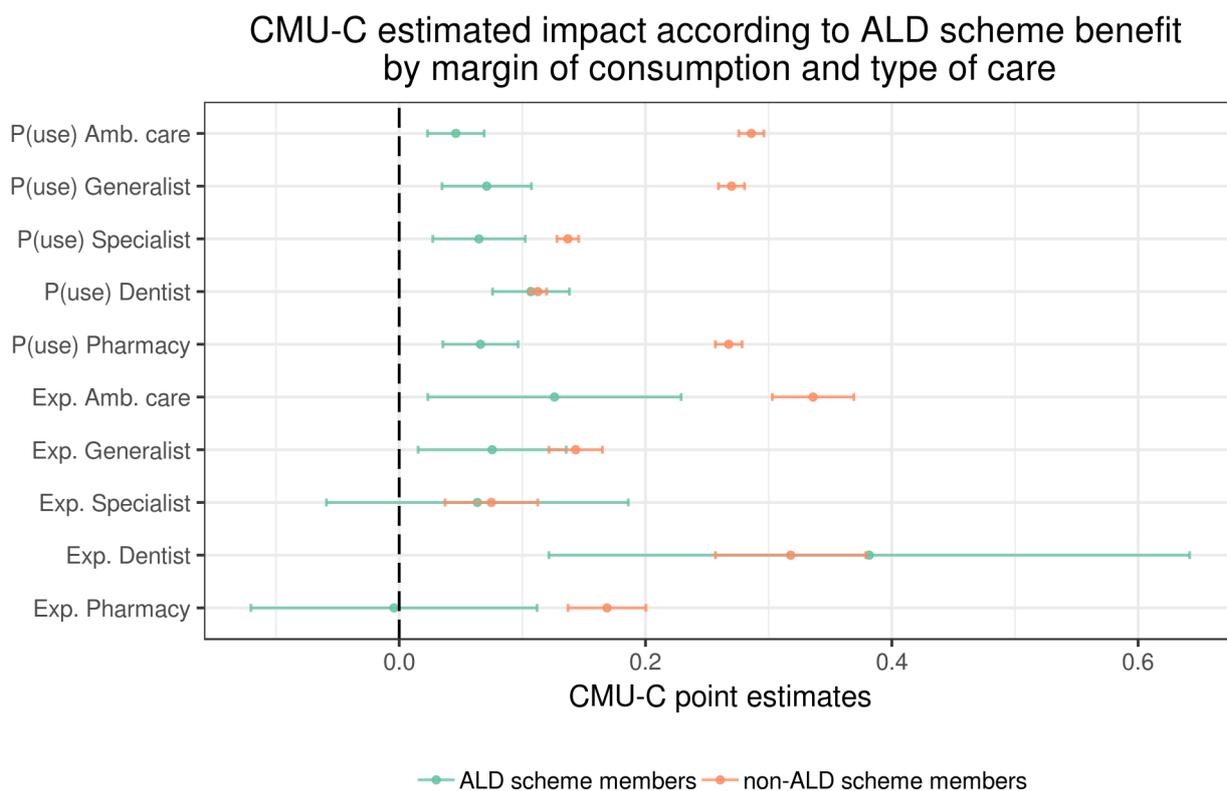
As mentioned previously, on the intensive margin we are not able to measure a differential impact of the CMU-C enrollment according to the initial coverage status even though point estimates seem to be larger for the previously uncovered sub-population. But we can conclude to a positive impact of enrollment on the quarterly level of expenditure for those who consume care.

Chronic disease payment exemption and the CMU-C

Chronic patients who are declared as such by their referring physician, are reimbursed for statutory co-payments on the care directly related to their chronic disease. However, they are not exempted

10. Percentages of variation relative to the pre-enrollment probability of utilization

FIGURE 5 – Double difference point estimates, estimations stratified upon chronic disease payment exemption, CMU-C impact on the probability to use and conditional expenditure by type of care



Note : Point estimates issued from model stratification with the respect to the benefit from the ALD scheme. Individual changing status during the study period are excluded from the estimations. Double difference models are two way fixed effects models. 95% confidence intervals are computed from clustered standard errors at the individual level. Models are adjusted from seasonality with seasonal dummies. Control variable include benefit from the ALD scheme and receipt of welfare benefits.

Source : SNDS-DCIR, *Régime général* affiliated population. CMU-C beneficiaries enrolled for the first time in 2014 or 2015, concomitantly to a hospital admission of household member, enrolled for two consecutive years. Control group : *Régime général* affiliated continuously covered by a private CHI from 2012-2017, household member admitted to hospital in 2014 or 2015.

from the extra fees which are at the physician’s discretion. ALD scheme patients are then exonerated from co-payment for some share part of their utilization of care but are not granted free healthcare.

Figure 5 represents the coefficients from the stratified regressions according to the benefit of the ALD scheme. Point estimates computed on the ALD population are presented in green and point estimates computed on the non-ALD population are presented in orange. Complete regression results can be found in appendix A7, A8, A9 and A10. The main pattern is comparable to the main pattern visible in figure 4 : we find more differences between groups on the extensive margin than on the intensive margin of consumption. With the exception of specialist and dental care, we find a lower impact of CMU-C enrollment on the utilization probability for the ALD group.

Despite a better reimbursement regime, these high-need patients increase their probability to use care after CMU-C enrollment : moderately for the total of ambulatory care (5%), generalist care (9.5%), and pharmacy (8%), and more importantly for specialist care (19%) and dental care (95%).¹¹

11. Percentages of variation relative to the pre-enrollment probability of utilization

Given the characteristics of the scheme and its population the lower impact of the CMU-C on this sub-population can be explained, both because of the higher coverage level by the mandatory insurance scheme and because of a higher level of baseline utilization probability and conditional expenditure. Two exceptions are worth noting to this general framework. First, dental care is expected to be impacted the same way for ALD and non-ALD recipients as it is less likely to be covered by the ALD scheme, and extra fees can be important in this type of care. Second, if a specialist office visit is likely to be covered by the payment exemption for certain chronic diseases specialist practitioners are also likely to extra bill their patients, more than generalist practitioners.

Dynamic treatment effects

We tested for the existence of pent-up demand associated with enrollment in the CMU-C. Such a phenomenon could take the form of an initial surge in consumption after take-up followed by a regression toward the baseline utilization level (Long et al., 1998).

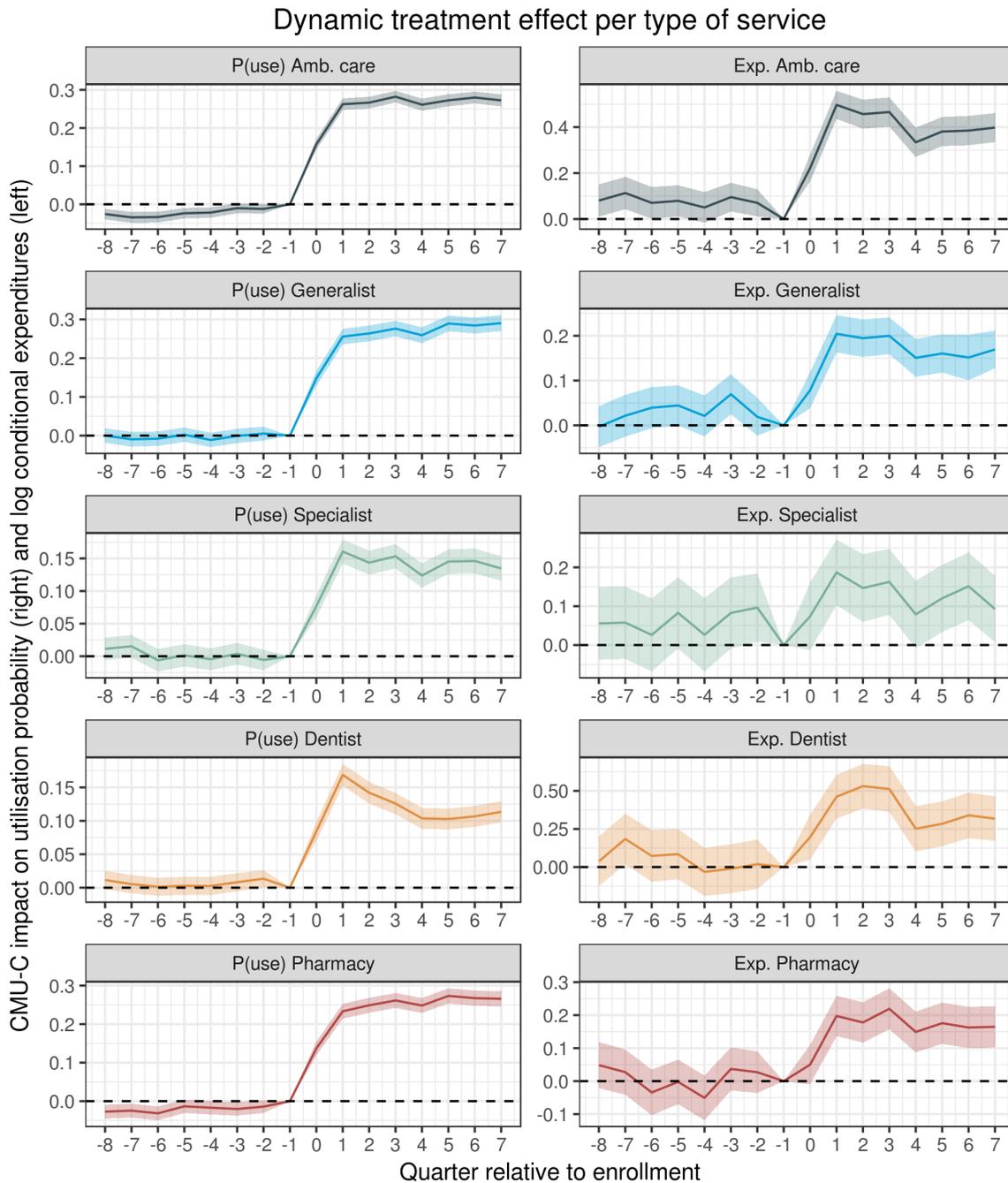
Figure 6 shows the coefficients β_t from equation 2 for the five considered types of care, the probability to use each type of care is presented in the left panel and conditional log expenditures on the right panel (complete regression results can be found in appendix A11 and A12). The main pattern for the former margin of consumption is a stable increase in the probability to use care over the two years of coverage. We note one exception to this pattern : dental care is associated with rapidly increasing utilization probability during the two first quarters of coverage before decreasing for two quarters and stabilizing 10 percentage points over the pre-enrollment level during the second year of coverage. It is harder to conclude whether the level of expenditures for healthcare users is affected by the existence of pent-up demand as our estimations are less precise. The curve shape suggests it is for total ambulatory, dental, and specialist care even though we cannot rule out the possibility that it is not the case.

This temporal variation in the CMU-C effect on the probability to use dental care suggests the existence of a catching-up effect for this particular type of care : delayed or unmet needs may be more frequent. These results are consistent with the French literature on the dynamic of moral hazard which finds catching up effect for dental care and spectacles (Franc et al., 2016 ; Sevilla-Dedieu et al., 2020).

4.3 Robustness checks

In addition to the heterogeneity analysis and to the dynamic treatment effects, we conducted some additional tests to assess the robustness of the main results of this paper, presented in figure 7 and 8. We investigated the robustness following two directions : the sensitivity of the results to the exclusion of certain time periods and sub-populations and falsification tests.

FIGURE 6 – Double difference dynamic point estimates, quarterly CMU-C impact on the probability to use and conditional expenditure by type of care



Note : Dynamic double difference models are two way fixed effects models. 95% confidence intervals are computed from clustered standard errors at the individual level. Models are adjusted from seasonality with seasonal dummies. Control variable include benefit from the ALD scheme and receipt of welfare benefits.

Source : SNDS-DCIR, Régime général affiliated population. CMU-C beneficiaries enrolled for the first time in 2014 or 2015, concomitantly to a hospital admission of household member, enrolled for two consecutive years. Control group : Régime général affiliated continuously covered by a private CHI from 2012-2017, household member admitted to hospital in 2014 or 2015.

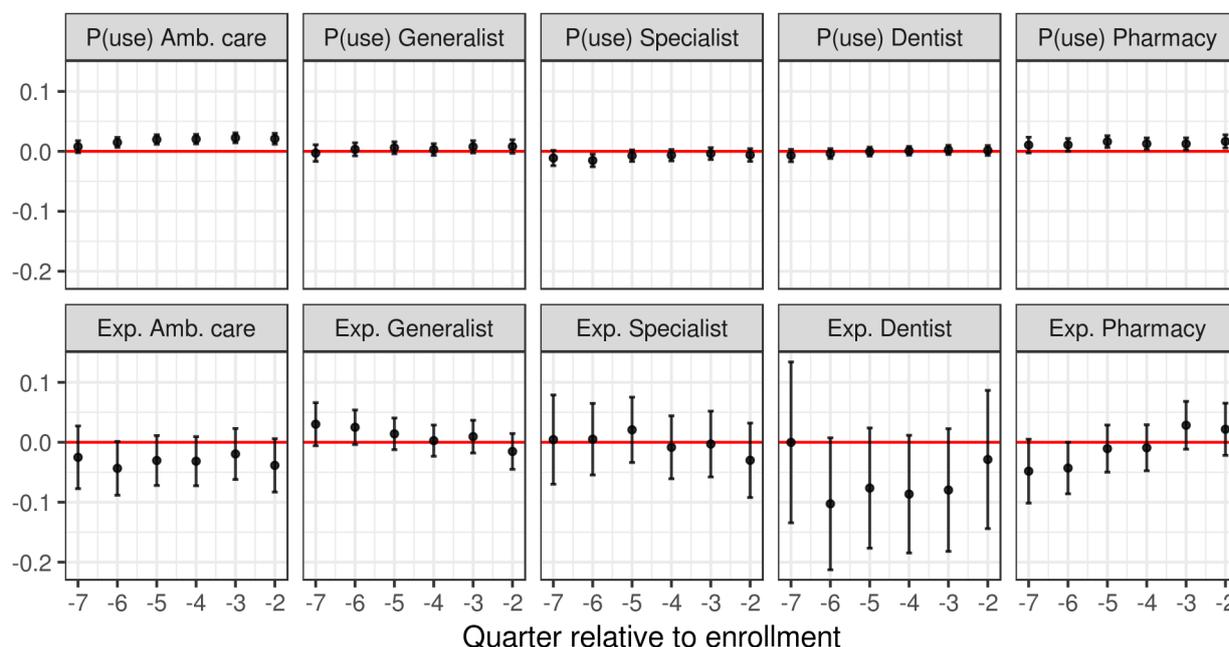
Parallel trend assumption and falsification tests

This part formally assesses the parallel trend assumption of difference in different methodology. It comes in addition to the visual inspection from figure 2 and to the dynamic treatment effects section.

It aims at detecting any statistically significant difference between groups in periods where both

FIGURE 7 – Double difference point estimates, falsification checks

CMU-C estimated impact according to placebo take up dates by margin of consumption and type of care



Note : Double difference models are two way fixed effects models. 95% confidence intervals are computed from clustered standard errors at the individual. Models are adjusted from seasonality with seasonal dummies. Control variable include benefit from the ALD scheme and receipt of welfare benefits.

Source : SNDS-DCIR, *Régime général* affiliated population. CMU-C beneficiaries enrolled for the first time in 2014 or 2015, concomitantly to a hospital admission of household member, enrolled for two consecutive years. Control group : *Régime général* affiliated continuously covered by a private CHI from 2012-2017, household member admitted to hospital in 2014 or 2015.

groups are unaffected by any policy implementation. We consider only the pre-enrollment period ($t = -8$ to $t = -1$) and implement placebo enrollment dates at every quarter from $t = -7$ to $t = -2$. Then, equation 1 is estimated on this shortened time frame in order to estimate the difference in difference coefficient associated with the placebo take-up dates. The falsification test process is replicated for each of the ten outcomes presented in this paper.

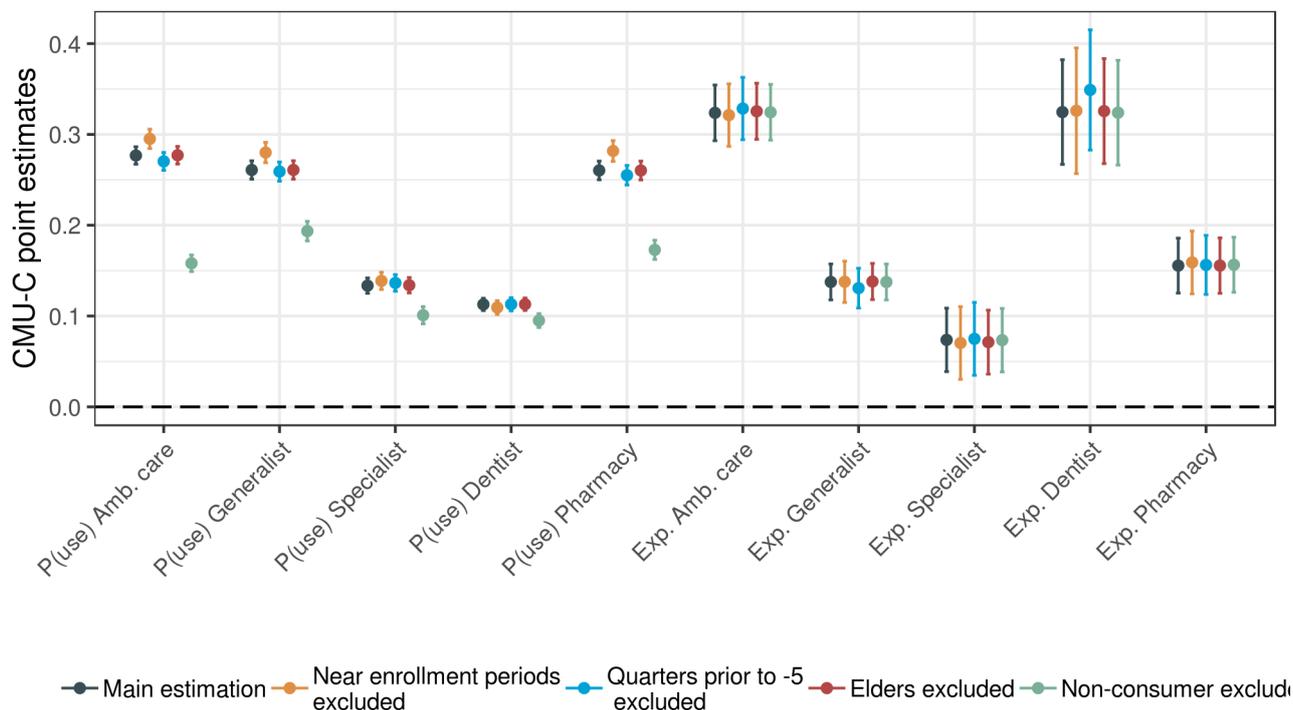
The results from the falsification tests can be interpreted as follows. If the difference in difference coefficients is non-significantly different from 0 the CMU-C and the control group follow similar time trends in the pre-enrollment period. Figure 7 displays the 60 coefficients derived from the falsification analysis. Out of the 10 outcomes assessed in the present paper, only two appear to be problematic with coefficients of several placebo tests significantly different from 0 with a 95% confidence level : probability to use any ambulatory care and probability to use pharmacy. Both outcomes seem to be characterized by increasing trends in the CMU-C group in the period that precedes enrollment.

Sensitivity analysis

Certain time periods and sub-populations of the sample may be affected disproportionately by the policy and may affect the results. The sensitivity of the results to these particular time periods and

FIGURE 8 – Double difference point estimates, estimations with sample restrictions

CMU-C estimated impact according to sample and temporal restrictions by margin of consumption and type of care



Note : Double difference models are two way fixed effects models. 95% confidence intervals are computed from clustered standard errors at the individual. Models are adjusted from seasonality with seasonal dummies. Control variable include benefit from the ALD scheme and receipt of welfare benefits.

Source : SNDS-DCIR, Régime général affiliated population. CMU-C beneficiaries enrolled for the first time in 2014 or 2015, concomitantly to a hospital admission of household member, enrolled for two consecutive years. Control group : Régime général affiliated continuously covered by a private CHI from 2012-2017, household member admitted to hospital in 2014 or 2015.

populations is evaluated in re-estimating equation 1 on the original sample, at the exclusion of the considered subsample. The results of these sensitivity analyses are plotted against the main results (initially presented in figure 3) on figure 8.

Enrollment quarters at the beginning or at the end of the pre-enrollment period are more likely to be statistically different from 0 according to the falsification tests. Moreover, because of our identification strategy, quarters around enrollment show a drop in expenditure per user. The sensitivity of the results to these time periods is evaluated in estimating equation 1 on the sample without the pre-enrollment periods from $t = -8$ to $t = -6$, (in blue on figure 8) and without the near enrollment quarters (from $t = -1$ to $t = 1$, in yellow on figure 8).

Enrolled CMU-C above 65 are individuals who chose not to benefit from a guaranteed income¹², which would prevent them from falling under the eligibility threshold. Another particular population is a small share who do not consume any healthcare before take up, which may be the result of their uninsured situation or from claims data issues. We re-estimated equation 8, in excluding the above 65 (figure 8's brown dots).

12. This minimum elders income comes with a condition : at death the state can be paid off on the properties

The last robustness check (figure 8's green dots) is the exclusion of the CMU-C beneficiaries who do not have any healthcare reimbursement. Due to the administrative nature of the data, we cannot be certain that individuals without any reimbursement before take-up are effectively observed, including these specific individuals in the study creates a risk of over-estimation of our results on the extensive margin of consumption. On the other hand, the population of interest is characterized by difficulties in access to healthcare, excluding this specific population of non-consumers creates a risk of under-estimation of the results on the extensive margin of consumption. We chose to keep the results computed with the inclusion of the non-consumers as the main results, precisely because of the specific nature of the population of interest. The last robustness check presents the same estimation excluding individuals without any reimbursement during the two years preceding their program take-up. First, we note that with the exclusion of this population our results on the probability to use the five types of care considered remain positive and significant. However, the magnitude of the results is greatly affected by the inclusion of this population for the types of care most used, generalist and pharmacy, and for total ambulatory care.

5 Discussion

We investigated the causal effect of enrolling into a public complementary health insurance program granting free healthcare access to the consumption of ambulatory and dental care. The longitudinal data allows us to observe the variation in utilization associated with the suppression of co-pays as individuals enroll in the program. We show that program enrollment has a significant and lasting impact on the intensive as well as the extensive margin of the utilization of ambulatory and dental care services. Enrolling in the program has a positive impact on utilization not only for individuals who were not covered by complementary health insurance but also for those who were covered and chronic patients who benefit from a more generous reimbursement scheme.

We use family members' hospital admission as an individual-level quasi-experiment to explain CMU-C enrollment in order to estimate the effect of take-up as close as possible to the true parameter. The main limit of this strategy is the existence of modification in health behavior associated with the occurrence of health to someone's relative (Fadlon and Nielsen, 2019). Our control group is selected following the same restrictions as our CMU-C group : it is a group of individuals who experienced the hospital admission of one of their relatives. This design is likely to modify healthcare utilization in both groups, however, it is not possible for us to determine whether these modifications in utilization are identical or of different magnitude between groups. A second limitation of this study is its external validity. Our results are local effects computed on a population of low-income adults, who are not isolated, who take up CMU-C for the first time, and who renew their participation after one year of coverage.

The CMU-C can impact the utilization of healthcare services through three mechanisms : a price effect with the reimbursement of co-payments of the interdiction of extra-billing, a liquidity effect as beneficiaries do not need anymore to pay upfront for their medical care consumption, and an income effect as the CMU-C is granted for free. The existence of an impact of enrollment in the CMU-C on every sub-population suggests that all mechanisms have an impact on the utilization of healthcare in low-income populations. Indeed, if individuals who were not covered in the pre-enrollment period are impacted by all three mechanisms, those initially covered only benefit from avoiding to pay upfront and benefit from the interdiction of extra-billing.

Bibliographie

- Raphaële Adjerad, Kristel Jacquier, Aude Lapinte, Emmanuel L'Hour, Romain Loiseau, Alexis Montaut, Marc Perronnin, Catherine Pollak, and Xavier Reif. La complémentaire santé. Acteurs, bénéficiaires, garanties : édition 2019. 2019.
- Kim Antunez, Alice Bergonzoni, Bénédicte Boisguérin, Julia Cuvilliez, Athémane Dahmouh, Carine Ferretti, Juliette Grangier, Jean-Cyprien Héam, Myriam Mikou, and Alexis Montaut. Les dépenses de santé en 2017. Résultats des comptes de la santé : édition 2018. 2018.
- Katherine Baicker and Dana Goldman. Patient Cost-Sharing and Healthcare Spending Growth. *Journal of Economic Perspectives*, 25(2) :47–68, May 2011. ISSN 0895-3309. doi : 10.1257/jep.25.2.47.
- Katherine Baicker, Sendhil Mullainathan, and Joshua Schwartzstein. Behavioral Hazard in Health Insurance. *The Quarterly Journal of Economics*, 130(4) :1623–1667, November 2015. ISSN 0033-5533, 1531-4650. doi : 10.1093/qje/qjv029.
- Thomas C. Buchmueller, Agnès Couffinhal, Michel Grignon, and Marc Perronnin. Access to physician services : does supplemental insurance matter? Evidence from France. *Health economics*, 13(7) : 669–687, 2004. ISSN 1099-1050.
- Thomas C. Buchmueller, Kevin Grumbach, Richard Kronick, and James G. Kahn. Book review : The effect of health insurance on medical care utilization and implications for insurance expansion : A review of the literature. *Medical care research and review*, 62(1) :3–30, 2005.
- Amitabh Chandra, Jonathan Gruber, and Robin McKnight. The impact of patient cost-sharing on low-income populations : Evidence from Massachusetts. *Journal of Health Economics*, 33 :57–66, January 2014. ISSN 01676296. doi : 10.1016/j.jhealeco.2013.10.008.
- Sabine Chaupain-Guillot and Olivier Guillot. Health system characteristics and unmet care needs in Europe : an analysis based on EU-SILC data. *The European Journal of Health Economics*, 16(7) : 781–796, September 2015. ISSN 1618-7598, 1618-7601. doi : 10.1007/s10198-014-0629-x.
- Joan Cortinas and Nicolas Divert. L'accueil de la population de la CMU-C au sein des hôpitaux publics. Technical report, 2012.
- Jonathan Cylus and Irene Papanicolas. An analysis of perceived access to health care in Europe : How universal is universal coverage? *Health Policy*, 119(9) :1133–1144, September 2015. ISSN 01688510. doi : 10.1016/j.healthpol.2015.07.004.
- Marion Devaux. 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, January 2015. ISSN 1618-7598, 1618-7601. doi : 10.1007/s10198-013-0546-4.
- Itzik Fadlon and Torben Heien Nielsen. Family health behaviors. *American Economic Review*, 109 (9) :3162–91, 2019.
- Amy Finkelstein, Sarah Taubman, Bill Wright, Mira Bernstein, Jonathan Gruber, Joseph P. Newhouse, Heidi Allen, Katherine Baicker, and Oregon Health Study Group. The Oregon health insurance experiment : evidence from the first year. *The Quarterly journal of economics*, 127(3) :1057–1106, 2012.
- Carine Franc, Marc Perronnin, and Aurélie Pierre. Supplemental Health Insurance and Healthcare Consumption—A Dynamic Approach to Moral Hazard. *Health economics*, 25(12) :1582–1598, 2016.
- M. Grignon, M. Perronnin, and J. N. Lavis. Does free complementary health insurance help the poor to access health care? Evidence from France. *Health Economics*, page 17, 2007.
- S. Guthmuller and J. Wittwer. The Impact of the Eligibility Threshold of a French Means-Tested Health Insurance Programme on Doctor Visits : A Regression Discontinuity Analysis. *Health Econ*, 26(12) :e17–e34, December 2017. ISSN 1057-9230. doi : 10.1002/hec.3464.
- Andrew M Jones, Xander Koolman, and Eddy van Doorslaer. The impact of supplementary private health insurance on the use of specialists in selected European countries. page 25, 2004.
- Astrid Kiil and Kurt Houlberg. How does copayment for health care services affect demand, health and redistribution? A systematic review of the empirical evidence from 1990 to 2011. *The European Journal of Health Economics*, 15(8) :813–828, November 2014. ISSN 1618-7598, 1618-7601. doi : 10.1007/s10198-013-0526-8.
- Stephen H. Long, M. Susan Marquis, and Jack Rodgers. Do people shift their use of health services over time to take advantage of insurance? *Journal of health Economics*, 17(1) :105–115, 1998.
- Joseph P Newhouse et al. *Free for all?: lessons from the RAND health insurance experiment*, volume 172. Harvard University Press Cambridge, MA, 1993.
- OECD. *Health for Everyone?: Social Inequalities in Health and Health Systems*. OECD Publishing Paris, 2019.
- Luís Moura Ramos, Carlota Quintal, Óscar Lourenço, and Micaela Antunes. Unmet needs across Europe : Disclosing knowledge beyond the ordinary measure. *Health Policy*, 123(12) :1155–1162, December 2019. ISSN 01688510. doi : 10.1016/j.healthpol.2019.09.013.

- Grégoire Rey, Eric Jouglu, Anne Fouillet, and Denis Hémon. Ecological association between a deprivation index and mortality in France over the period 1997–2001 : variations with spatial scale, degree of urbanicity, age, gender and cause of death. *BMC public health*, 9(1) :33, 2009.
- Thomas Rice, Wilm Quentin, Anders Anell, Andrew J. Barnes, Pauline Rosenau, Lynn Y. Unruh, and Ewout van Ginneken. Revisiting out-of-pocket requirements : trends in spending, financial access barriers, and policy in ten high-income countries. *BMC Health Services Research*, 18(1), December 2018. ISSN 1472-6963. doi : 10.1186/s12913-018-3185-8.
- Bérengère Saliba and Bruno Ventelou. Complementary health insurance in France Who pays? Why? Who will suffer from public disengagement? *Health Policy*, 81(2-3) :166–182, May 2007. ISSN 01688510. doi : 10.1016/j.healthpol.2006.05.017.
- Christine Sevilla-Dedieu, Nathalie Billaudeau, and Alain Paraponaris. Healthcare consumption after a change in health insurance coverage : a French quasi-natural experiment. *Health Economics Review*, 10(1), December 2020. ISSN 2191-1991. doi : 10.1186/s13561-020-00275-y.
- Katherine Swartz. Cost-sharing : effects on spending and outcomes. *The Synthesis project. Research synthesis report*, (20) :42–45, 2010.
- Marco Terraneo. Inequities in health care utilization by people aged 50+ : Evidence from 12 European countries. *Social Science & Medicine*, 126 :154–163, February 2015. ISSN 02779536. doi : 10.1016/j.socscimed.2014.12.028.
- Sarah Thomson, Jonathan Cylus, Tamás Evetovits, and Andrej Srakar. *Can people afford to pay for health care? new evidence on financial protection in Europe : [regional report]*. World Health Organization, Regional Office for Europe, Copenhagen, 2019. ISBN 978-92-890-5405-8. OCLC : 1107103952.
- P. Tuppin, J. Rudant, P. Constantinou, C. Gastaldi-Ménager, A. Rachas, L. de Roquefeuil, G. Maura, H. Caillol, A. Tajahmady, J. Coste, C. Gissot, A. Weill, and A. Fagot-Campagna. Value of a national administrative database to guide public decisions : From the système national d’information interrégimes de l’Assurance Maladie (SNIIRAM) to the système national des données de santé (SNDS) in France. *Revue d’Épidémiologie et de Santé Publique*, 65 :S149–S167, October 2017. ISSN 03987620. doi : 10.1016/j.respe.2017.05.004.

Appendix

TABLE A1 – Double difference main results - Probability of utilization

	Amb. care	Generalist	Specialist	Dentist	Pharmacy
Welfare benefits	−0.11*** (0.02)	−0.05 (0.02)	−0.03 (0.02)	−0.04* (0.01)	−0.09*** (0.02)
Chr. dis. exemp.	0.08*** (0.01)	0.19*** (0.01)	0.13*** (0.01)	0.01 (0.01)	0.16*** (0.01)
Enrolled*CMUC	0.28*** (0.00)	0.26*** (0.01)	0.13*** (0.00)	0.11*** (0.00)	0.26*** (0.01)
Season FE	✓	✓	✓	✓	✓
Quarter FE	✓	✓	✓	✓	✓
R ²	0.13	0.03	0.01	0.01	0.04
Adj. R ²	0.13	0.03	0.01	0.01	0.04
Num. obs.	245824	245824	245824	245824	245824
RMSE	0.21	0.42	0.39	0.33	0.39

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

Note : Double difference models are two way fixed effects models. 95% confidence intervals are computed from clustered standard errors at the individual. Models are adjusted from seasonality with seasonal dummies. Control variable include benefit from the ALD scheme and receipt of welfare benefits.

Source : SNDS-DCIR, *Régime général* affiliated population. CMU-C beneficiaries enrolled for the first time in 2014 or 2015, concomitantly to a hospital admission of household member, enrolled for two consecutive years. Control group : *Régime général* affiliated continuously covered by a private CHI from 2012-2017, household member admitted to hospital in 2014 or 2015.

TABLE A2 – Double difference main results - Conditional expenditure

	Amb. care	Generalist	Specialist	Dentist	Pharmacy
Welfare benefits	−0.01 (0.07)	0.02 (0.05)	−0.05 (0.09)	−0.12 (0.17)	0.08 (0.07)
Chr. dis. exemp.	0.63*** (0.04)	0.17*** (0.02)	0.10* (0.04)	−0.05 (0.06)	0.65*** (0.05)
Enrolled*CMUC	0.32*** (0.02)	0.14*** (0.01)	0.07*** (0.02)	0.32*** (0.03)	0.16*** (0.02)
Season FE	✓	✓	✓	✓	✓
Quarter FE	✓	✓	✓	✓	✓
R ²	0.01	0.01	0.00	0.01	0.01
Adj. R ²	0.01	0.01	0.00	0.01	0.01
Num. obs.	180460	123079	72047	37846	149661
RMSE	0.96	0.52	0.72	0.73	0.87

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

Note : Double difference models are two way fixed effects models. 95% confidence intervals are computed from clustered standard errors at the individual. Models are adjusted from seasonality with seasonal dummies. Control variable include benefit from the ALD scheme and receipt of welfare benefits.

Source : SNDS-DCIR, *Régime général* affiliated population. CMU-C beneficiaries enrolled for the first time in 2014 or 2015, concomitantly to a hospital admission of household member, enrolled for two consecutive years. Control group : *Régime général* affiliated continuously covered by a private CHI from 2012-2017, household member admitted to hospital in 2014 or 2015.

TABLE A3 – Double difference ind. covered with CHI in pre-period - Probability of utilization

	Amb. care	Generalist	Specialist	Dentist	Pharmacy
Welfare benefits	−0.13 (0.07)	−0.09 (0.06)	−0.01 (0.05)	−0.02 (0.03)	−0.16* (0.08)
Chr. dis. exemp.	0.01 (0.00)	0.15*** (0.01)	0.12*** (0.02)	0.00 (0.01)	0.10*** (0.01)
Enrolled*CMUC	0.10*** (0.01)	0.13*** (0.01)	0.07*** (0.01)	0.07*** (0.01)	0.11*** (0.01)
Season FE	✓	✓	✓	✓	✓
Quarter FE	✓	✓	✓	✓	✓
R ²	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00
Adj. R ²	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00
Num. obs.	179856	179856	179856	179856	179856
RMSE	0.10	0.42	0.41	0.34	0.39

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

Note : Double difference models are two way fixed effects models. 95% confidence intervals are computed from clustered standard errors at the individual. Models are adjusted from seasonality with seasonal dummies. Control variable include benefit from the ALD scheme and receipt of welfare benefits.

Source : SNDS-DCIR, *Régime général* affiliated population. CMU-C beneficiaries enrolled for the first time in 2014 or 2015, concomitantly to a hospital admission of household member, enrolled for two consecutive years. Control group : *Régime général* affiliated continuously covered by a private CHI from 2012-2017, household member admitted to hospital in 2014 or 2015.

TABLE A4 – Double difference ind. covered with CHI in pre-period - Probability of utilization

	Amb. care	Generalist	Specialist	Dentist	Pharmacy
Welfare benefits	−0.35* (0.15)	−0.04 (0.15)	−0.03 (0.18)	−0.57 (0.34)	−0.16 (0.14)
Chr. dis. exemp.	0.70*** (0.05)	0.18*** (0.03)	0.12* (0.05)	−0.03 (0.07)	0.71*** (0.05)
Enrolled*CMUC	0.22*** (0.03)	0.10*** (0.02)	0.04 (0.03)	0.29*** (0.05)	0.12*** (0.03)
Season FE	✓	✓	✓	✓	✓
Quarter FE	✓	✓	✓	✓	✓
R ²	0.01	0.00	0.00	0.01	0.01
Adj. R ²	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01
Num. obs.	142344	95918	58335	29549	117667
RMSE	0.96	0.51	0.72	0.71	0.87

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

Note : Double difference models are two way fixed effects models. 95% confidence intervals are computed from clustered standard errors at the individual. Models are adjusted from seasonality with seasonal dummies. Control variable include benefit from the ALD scheme and receipt of welfare benefits.

Source : SNDS-DCIR, *Régime général* affiliated population. CMU-C beneficiaries enrolled for the first time in 2014 or 2015, concomitantly to a hospital admission of household member, enrolled for two consecutive years. Control group : *Régime général* affiliated continuously covered by a private CHI from 2012-2017, household member admitted to hospital in 2014 or 2015.

TABLE A5 – Double difference ind. uncovered with CHI in pre-period - Probability of utilization

	Amb. care	Generalist	Specialist	Dentist	Pharmacy
Welfare benefits	-0.14*** (0.03)	-0.06* (0.03)	-0.05* (0.02)	-0.04* (0.02)	-0.10*** (0.03)
Chr. dis. exemp.	0.07*** (0.01)	0.18*** (0.01)	0.13*** (0.01)	0.01 (0.01)	0.16*** (0.01)
Enrolled*CMUC	0.36*** (0.01)	0.32*** (0.01)	0.17*** (0.01)	0.13*** (0.00)	0.33*** (0.01)
Season FE	✓	✓	✓	✓	✓
Quarter FE	✓	✓	✓	✓	✓
R ²	0.19	0.04	0.01	0.01	0.04
Adj. R ²	0.19	0.03	0.01	0.01	0.04
Num. obs.	213680	213680	213680	213680	213680
RMSE	0.18	0.42	0.39	0.33	0.39

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

Note : Double difference models are two way fixed effects models. 95% confidence intervals are computed from clustered standard errors at the individual. Models are adjusted from seasonality with seasonal dummies. Control variable include benefit from the ALD scheme and receipt of welfare benefits.

Source : SNDS-DCIR, *Régime général* affiliated population. CMU-C beneficiaries enrolled for the first time in 2014 or 2015, concomitantly to a hospital admission of household member, enrolled for two consecutive years. Control group : *Régime général* affiliated continuously covered by a private CHI from 2012-2017, household member admitted to hospital in 2014 or 2015.

TABLE A6 – Double difference ind. uncovered with CHI in pre-period - Conditional expenditures

	Amb. care	Generalist	Specialist	Dentist	Pharmacy
Welfare benefits	0.05 (0.08)	0.01 (0.05)	0.01 (0.12)	-0.05 (0.21)	0.12 (0.09)
Chr. dis. exemp.	0.64*** (0.05)	0.16*** (0.03)	0.11* (0.05)	-0.01 (0.07)	0.63*** (0.05)
Enrolled*CMUC	0.41*** (0.02)	0.16*** (0.01)	0.10*** (0.03)	0.38*** (0.04)	0.19*** (0.02)
Season FE	✓	✓	✓	✓	✓
Quarter FE	✓	✓	✓	✓	✓
R ²	0.01	0.00	0.00	0.01	0.01
Adj. R ²	0.01	0.00	0.00	0.01	0.01
Num. obs.	156856	105883	63016	32796	129328
RMSE	0.96	0.52	0.72	0.72	0.87

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

Note : Double difference models are two way fixed effects models. 95% confidence intervals are computed from clustered standard errors at the individual. Models are adjusted from seasonality with seasonal dummies. Control variable include benefit from the ALD scheme and receipt of welfare benefits.

Source : SNDS-DCIR, *Régime général* affiliated population. CMU-C beneficiaries enrolled for the first time in 2014 or 2015, concomitantly to a hospital admission of household member, enrolled for two consecutive years. Control group : *Régime général* affiliated continuously covered by a private CHI from 2012-2017, household member admitted to hospital in 2014 or 2015.

TABLE A7 – Double difference ind. always inside ALD scheme - Probability of utilization

	Amb. care	Generalist	Specialist	Dentist	Pharmacy
Welfare benefits	-0.22 (0.13)	-0.09** (0.03)	-0.44** (0.14)	0.02 (0.06)	-0.15 (0.18)
Enrolled*CMUC	0.05*** (0.01)	0.07*** (0.02)	0.06*** (0.02)	0.11*** (0.02)	0.07*** (0.02)
Season FE	✓	✓	✓	✓	✓
Quarter FE	✓	✓	✓	✓	✓
R ²	0.02	0.00	0.00	0.01	0.01
Adj. R ²	0.01	0.00	0.00	0.01	0.00
Num. obs.	12128	12128	12128	12128	12128
RMSE	0.11	0.35	0.42	0.34	0.23

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

Note : Double difference models are two way fixed effects models. 95% confidence intervals are computed from clustered standard errors at the individual. Models are adjusted from seasonality with seasonal dummies. Control variable include benefit from the ALD scheme and receipt of welfare benefits.

Source : SNDS-DCIR, *Régime général* affiliated population. CMU-C beneficiaries enrolled for the first time in 2014 or 2015, concomitantly to a hospital admission of household member, enrolled for two consecutive years. Control group : *Régime général* affiliated continuously covered by a private CHI from 2012-2017, household member admitted to hospital in 2014 or 2015.

TABLE A8 – Double difference ind. always inside ALD scheme - Conditional expenditures

	Amb. care	Generalist	Specialist	Dentist	Pharmacy
Welfare benefits	0.03 (0.10)	-0.29 (0.27)		2.13*** (0.14)	0.16 (0.30)
Enrolled*CMUC	0.13* (0.05)	0.08* (0.03)	0.06 (0.06)	0.38** (0.13)	-0.00 (0.06)
Season FE	✓	✓	✓	✓	✓
Quarter FE	✓	✓	✓	✓	✓
R ²	0.01	0.01	0.00	0.03	0.00
Adj. R ²	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00
Num. obs.	11507	9450	4945	1974	10827
RMSE	0.74	0.54	0.75	0.77	0.76

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

Note : Double difference models are two way fixed effects models. 95% confidence intervals are computed from clustered standard errors at the individual. Models are adjusted from seasonality with seasonal dummies. Control variable include benefit from the ALD scheme and receipt of welfare benefits.

Source : SNDS-DCIR, *Régime général* affiliated population. CMU-C beneficiaries enrolled for the first time in 2014 or 2015, concomitantly to a hospital admission of household member, enrolled for two consecutive years. Control group : *Régime général* affiliated continuously covered by a private CHI from 2012-2017, household member admitted to hospital in 2014 or 2015.

TABLE A9 – Double difference ind. always outside ALD scheme - Probability of utilization

	Amb. care	Generalist	Specialist	Dentist	Pharmacy
Welfare benefits	-0.11*** (0.03)	-0.05 (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.04** (0.02)	-0.09*** (0.03)
Enrolled*CMUC	0.29*** (0.01)	0.27*** (0.01)	0.14*** (0.00)	0.11*** (0.00)	0.27*** (0.01)
Season FE	✓	✓	✓	✓	✓
Quarter FE	✓	✓	✓	✓	✓
R ²	0.13	0.03	0.01	0.01	0.03
Adj. R ²	0.13	0.03	0.01	0.01	0.03
Num. obs.	224160	224160	224160	224160	224160
RMSE	0.22	0.42	0.39	0.33	0.40

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

Note : Double difference models are two way fixed effects models. 95% confidence intervals are computed from clustered standard errors at the individual. Models are adjusted from seasonality with seasonal dummies. Control variable include benefit from the ALD scheme and receipt of welfare benefits.

Source : SNDS-DCIR, *Régime général* affiliated population. CMU-C beneficiaries enrolled for the first time in 2014 or 2015, concomitantly to a hospital admission of household member, enrolled for two consecutive years. Control group : *Régime général* affiliated continuously covered by a private CHI from 2012-2017, household member admitted to hospital in 2014 or 2015.

TABLE A10 – Double difference ind. always outside ALD scheme - Conditional expenditures

	Amb. care	Generalist	Specialist	Dentist	Pharmacy
Welfare benefits	-0.01 (0.07)	0.03 (0.05)	-0.04 (0.09)	-0.17 (0.17)	0.06 (0.07)
Enrolled*CMUC	0.34*** (0.02)	0.14*** (0.01)	0.07*** (0.02)	0.32*** (0.03)	0.17*** (0.02)
Season FE	✓	✓	✓	✓	✓
Quarter FE	✓	✓	✓	✓	✓
R ²	0.01	0.01	0.00	0.01	0.00
Adj. R ²	0.01	0.00	0.00	0.01	0.00
Num. obs.	160800	107340	63281	34307	131342
RMSE	0.98	0.52	0.71	0.73	0.88

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

Note : Double difference models are two way fixed effects models. 95% confidence intervals are computed from clustered standard errors at the individual. Models are adjusted from seasonality with seasonal dummies. Control variable include benefit from the ALD scheme and receipt of welfare benefits.

Source : SNDS-DCIR, *Régime général* affiliated population. CMU-C beneficiaries enrolled for the first time in 2014 or 2015, concomitantly to a hospital admission of household member, enrolled for two consecutive years. Control group : *Régime général* affiliated continuously covered by a private CHI from 2012-2017, household member admitted to hospital in 2014 or 2015.

TABLE A11 – Event study analysis - Probability of utilization

	Amb. care	Generalist	Specialist	Dentist	Pharmacy
Welfare benefits	-0.12*** (0.02)	-0.05* (0.02)	-0.03 (0.02)	-0.04* (0.01)	-0.10*** (0.02)
Chr. dis. exemp.	0.08*** (0.01)	0.18*** (0.01)	0.13*** (0.01)	0.01 (0.01)	0.15*** (0.01)
$Q_{-8}(ref = -1)*CMUC$	-0.03*** (0.01)	0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.03** (0.01)
$Q_{-7}(ref = -1)*CMUC$	-0.03*** (0.01)	-0.01 (0.01)	0.02 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.02** (0.01)
$Q_{-6}(ref = -1)*CMUC$	-0.03*** (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	0.00 (0.01)	-0.03*** (0.01)
$Q_{-5}(ref = -1)*CMUC$	-0.02*** (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)
$Q_{-4}(ref = -1)*CMUC$	-0.02** (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	-0.02 (0.01)
$Q_{-3}(ref = -1)*CMUC$	-0.01 (0.01)	-0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.02* (0.01)
$Q_{-2}(ref = -1)*CMUC$	-0.01* (0.01)	0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	0.01* (0.01)	-0.01 (0.01)
$Q_0(ref = -1)*CMUC$	0.16*** (0.01)	0.15*** (0.01)	0.08*** (0.01)	0.08*** (0.01)	0.14*** (0.01)
$Q_1(ref = -1)*CMUC$	0.26*** (0.01)	0.26*** (0.01)	0.16*** (0.01)	0.17*** (0.01)	0.23*** (0.01)
$Q_2(ref = -1)*CMUC$	0.27*** (0.01)	0.26*** (0.01)	0.14*** (0.01)	0.14*** (0.01)	0.25*** (0.01)
$Q_3(ref = -1)*CMUC$	0.28*** (0.01)	0.28*** (0.01)	0.15*** (0.01)	0.13*** (0.01)	0.26*** (0.01)
$Q_4(ref = -1)*CMUC$	0.26*** (0.01)	0.26*** (0.01)	0.12*** (0.01)	0.10*** (0.01)	0.25*** (0.01)
$Q_5(ref = -1)*CMUC$	0.27*** (0.01)	0.29*** (0.01)	0.15*** (0.01)	0.10*** (0.01)	0.27*** (0.01)
$Q_6(ref = -1)*CMUC$	0.28*** (0.01)	0.28*** (0.01)	0.15*** (0.01)	0.11*** (0.01)	0.27*** (0.01)
$Q_7(ref = -1)*CMUC$	0.27*** (0.01)	0.29*** (0.01)	0.13*** (0.01)	0.11*** (0.01)	0.27*** (0.01)
Season FE	✓	✓	✓	✓	✓
Quarter FE	✓	✓	✓	✓	✓
R ²	0.13	0.04	0.01	0.01	0.04
Adj. R ²	0.13	0.03	0.01	0.01	0.04
Num. obs.	245824	245824	245824	245824	245824
RMSE	0.21	0.42	0.39	0.33	0.39

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

Note : Double difference models are two way fixed effects models. 95% confidence intervals are computed from clustered standard errors at the individual. Models are adjusted from seasonality with seasonal dummies. Control variable include benefit from the ALD scheme and receipt of welfare benefits.

Source : SNDS-DCIR, *Régime général* affiliated population. CMU-C beneficiaries enrolled for the first time in 2014 or 2015, concomitantly to a hospital admission of household member, enrolled for two consecutive years. Control group : *Régime général* affiliated continuously covered by a private CHI from 2012-2017, household member admitted to hospital in 2014 or 2015.

TABLE A12 – Event study analysis - Conditional expenditures

	Amb. care	Generalist	Specialist	Dentist	Pharmacy
Welfare benefits	−0.02 (0.07)	0.02 (0.05)	−0.05 (0.09)	−0.11 (0.17)	0.07 (0.07)
Chr. dis. exemp.	0.63*** (0.04)	0.17*** (0.02)	0.10* (0.04)	−0.05 (0.06)	0.65*** (0.05)
$Q_{-8}(ref = -1)*CMUC$	0.08* (0.04)	−0.00 (0.02)	0.06 (0.05)	0.04 (0.08)	0.05 (0.04)
$Q_{-7}(ref = -1)*CMUC$	0.11** (0.04)	0.02 (0.02)	0.06 (0.05)	0.18* (0.08)	0.03 (0.03)
$Q_{-6}(ref = -1)*CMUC$	0.07* (0.04)	0.04 (0.02)	0.03 (0.05)	0.07 (0.09)	−0.03 (0.04)
$Q_{-5}(ref = -1)*CMUC$	0.08* (0.03)	0.04 (0.02)	0.08 (0.05)	0.08 (0.08)	−0.00 (0.03)
$Q_{-4}(ref = -1)*CMUC$	0.05 (0.03)	0.02 (0.02)	0.03 (0.05)	−0.03 (0.08)	−0.05 (0.03)
$Q_{-3}(ref = -1)*CMUC$	0.10** (0.03)	0.07** (0.02)	0.08 (0.05)	−0.01 (0.08)	0.04 (0.03)
$Q_{-2}(ref = -1)*CMUC$	0.07* (0.03)	0.02 (0.02)	0.10* (0.04)	0.02 (0.08)	0.03 (0.03)
$Q_0(ref = -1)*CMUC$	0.22*** (0.03)	0.08*** (0.02)	0.07 (0.04)	0.20** (0.08)	0.05 (0.03)
$Q_1(ref = -1)*CMUC$	0.50*** (0.03)	0.20*** (0.02)	0.19*** (0.04)	0.46*** (0.07)	0.20*** (0.03)
$Q_2(ref = -1)*CMUC$	0.46*** (0.03)	0.19*** (0.02)	0.15*** (0.04)	0.53*** (0.07)	0.18*** (0.03)
$Q_3(ref = -1)*CMUC$	0.47*** (0.03)	0.20*** (0.02)	0.16*** (0.04)	0.51*** (0.08)	0.22*** (0.03)
$Q_4(ref = -1)*CMUC$	0.33*** (0.03)	0.15*** (0.02)	0.08 (0.04)	0.25*** (0.08)	0.15*** (0.03)
$Q_5(ref = -1)*CMUC$	0.38*** (0.03)	0.16*** (0.02)	0.12** (0.04)	0.28*** (0.07)	0.18*** (0.03)
$Q_6(ref = -1)*CMUC$	0.38*** (0.03)	0.15*** (0.03)	0.15*** (0.04)	0.34*** (0.08)	0.16*** (0.03)
$Q_7(ref = -1)*CMUC$	0.40*** (0.03)	0.17*** (0.02)	0.09* (0.04)	0.32*** (0.07)	0.16*** (0.03)
Season FE	✓	✓	✓	✓	✓
Quarter FE	✓	✓	✓	✓	✓
R ²	0.01	0.01	0.00	0.01	0.01
Adj. R ²	0.01	0.01	0.00	0.01	0.01
Num. obs.	180460	123079	72047	37846	149661
RMSE	0.96	0.52	0.72	0.73	0.87

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

Note : Double difference models are two way fixed effects models. 95% confidence intervals are computed from clustered standard errors at the individual. Models are adjusted from seasonality with seasonal dummies. Control variable include benefit from the ALD scheme and receipt of welfare benefits.

Source : SNDS-DCIR, *Régime général* affiliated population. CMU-C beneficiaries enrolled for the first time in 2014 or 2015, concomitantly to a hospital admission of household member, enrolled for two consecutive years. Control group : *Régime général* affiliated continuously covered by a private CHI from 2012-2017, household member admitted to hospital in 2014 or 2015.

Chapitre III : L'effet de l'Aide à l'acquisition d'une Complémentaire Santé (ACS) sur la consommation de soins de ses bénéficiaires

Ce chapitre a été co-écrit avec Mounir Hayab, Dorian Verboux et Yann Videau

1	Introduction	86
2	Littérature	89
3	Etude empirique	90
4	Méthode	93
5	Résultats	98
6	Discussion	100
7	Conclusion	103
	Bibliographie	105
	Annexes	109

1 Introduction

Le système d'assurance maladie en France se compose principalement de deux étages. Le premier correspond à la Sécurité sociale qui, en 2020, couvre plus de 80% de la consommation de biens et soins médicaux (CSBM), avec une hétérogénéité de prise en charge selon les postes de soins. Les organismes complémentaires, en échange du versement d'une prime, prennent en charge plus de 12% de la CSBM ; le reste devant être financé directement par les ménages (Drees, 2021a).

Le recours à une complémentaire santé est fortement corrélé au niveau de revenu (Saliba and Ventelou, 2007 ; Perronnin, 2018). Le fait de bénéficier d'une assurance complémentaire entraîne une augmentation de la consommation de soins (Buchmueller et al., 2004 ; Chiappori et al., 1998). Ces deux résultats amènent à l'existence d'inégalités d'utilisation du système de soins selon une logique de gradient social selon laquelle les personnes les plus modestes, qui ne peuvent acheter une complémentaire santé, renoncent davantage aux soins que les individus ayant des revenus plus élevés, et ce, même à état de santé comparable (Jusot, 2013 ; Devaux, 2015 ; Jusot et al., 2019). Au-delà des inégalités de recours à une assurance complémentaire, le niveau de prise en charge de celle-ci est également corrélé au niveau de revenu et de plus en plus lié au statut sur le marché du travail (Saliba and Ventelou, 2007 ; Legal, 2009 ; Franc and Pierre, 2015 ; Pierre and Jusot, 2017).

Pour lutter contre ces inégalités, deux dispositifs ont été mis en place respectivement en 2000 et en 2005 pour ensuite fusionner en 2019 au sein de la Complémentaire Santé Solidaire (CSS). Le premier est la Couverture Maladie Universelle - Complémentaire (CMU-C) qui était une complémentaire santé gratuite, destinée aux ménages gagnant moins de 746€ par mois (personne seule) en 2019. Sur des données de 2006, Jusot et al. (2012) montrent que la CMU-C a permis de faire passer la proportion de la population pour laquelle la complémentaire santé est jugée non accessible financièrement de 18,5% à 10,3% de la population française.

Le second programme est l'Aide à l'acquisition d'une Complémentaire Santé (ACS) qui était une subvention pour souscrire à une complémentaire santé, destinée aux ménages dont le revenu mensuel par unité de consommation est compris entre 100% et 135% du seuil d'éligibilité de la CMU-C¹. Les ménages bénéficiaires de l'ACS demeurent des ménages dont le revenu par unité de consommation est sous le seuil de pauvreté monétaire. La mise en place de l'ACS a eu pour but de lisser l'effet de seuil induit par la CMU-C. Sur des données de 2006, Jusot et al. (2012) montrent que ce sont les ménages éligibles à l'ACS qui ont le taux d'effort consacré à l'acquisition d'une assurance santé le plus important : entre 8,5% à 10,7% du revenu disponible. Ainsi, en suivant la définition "d'accessibilité à l'assurance santé" de Bundorf and Pauly (2006) reprise par Jusot et al. (2012)², on peut considérer

1. Si la borne inférieure d'éligibilité de l'ACS a toujours été le seuil d'éligibilité de la CMU-C, la borne supérieure à quant à elle, a beaucoup changé : 115% du seuil CMU-C de 2005 à 2007, 120% de 2007 à 2011, 126% de 2011 à 2013 et 135% depuis 2013.

2. Bundorf et Pauly (2006) donnent une définition normative de l'accessibilité à l'assurance santé aux États-Unis : un ménage est considéré comme pouvant s'assurer si son revenu est suffisant pour payer une prime d'assurance correspondant

que la complémentaire santé demeure inaccessible pour ces ménages.

À partir de 2015³, 3 contrats (A, B et C) sont proposés par 11 organismes complémentaires (OC). Le contrat le moins couvrant (A) permet aux bénéficiaires de couvrir 100%⁴ de leurs dépenses de soins de ville et hospitaliers. Les contrats B et C permettent, en plus des garanties couvertes par le contrat A, aux bénéficiaires qui les choisissent d'avoir une prise en charge pour les prothèses dentaires et les matériels optique et d'audiologie dont le tarif de responsabilité de l'Assurance Maladie Obligatoire (AMO) ne couvre qu'une faible part du coût (le détail des garanties est disponible dans la table A1). Le contrat A, correspond au niveau de garanties des contrats les moins couvrants et les moins chers sur le marché de la complémentaire individuelle. De juillet 2015 à octobre 2017, les contrats B et C correspondaient respectivement à des contrats du second et troisième quintile, en termes de niveau de garanties. À partir d'octobre 2017⁵, le contrat C correspond à un contrat parmi les 10% des meilleurs contrats individuels alors que le contrat B correspond aux contrats parmi les 40% à 60% des contrats individuels (Fonds CMU-C, 2018).

Au-delà du remboursement des soins, les contrats ACS permettent de bénéficier, d'une interdiction de facturation de dépassements d'honoraire, du tiers payant intégral⁶, de l'exonération des franchises médicales et des participations forfaitaires et de tarifs plafonds pour les soins prothétiques et orthodontiques. L'ouverture des droits à l'ACS, à elle seule, permet de bénéficier du tiers payant social qui exonère de l'avance des frais pour la part des dépenses prises en charge par l'AMO.

Les démarches pour bénéficier de l'ACS se font en plusieurs étapes. La première consiste à remplir un formulaire de demande qui est commun à la CMU-C et à l'ACS. Dans le cas où la demande est acceptée par la Caisse Primaire d'Assurance Maladie (CPAM), l'ouverture des droits à l'ACS est notifiée au bénéficiaire. Il reçoit alors une attestation de droit accompagnée d'un "chèque" ACS correspondant au montant de la subvention. Le montant du chèque dépend de l'âge du bénéficiaire : 100 euros pour les moins de 16 ans, 200 euros de 16 à 49 ans, 350 euros de 50 à 59 ans et de 550 euros pour les plus de 60 ans.

La deuxième étape consiste dans un premier temps, au choix d'un des 11 OC participants au programme. Dans un second temps, les bénéficiaires choisissent l'un des 3 contrats proposés. Ce choix doit être fait dans les 6 mois après la réception du chèque sous peine de devoir remplir à nouveau un formulaire de demande. Le contrat ACS permet d'être couvert pour une durée d'un an.

à un niveau donné d'assurance et si, une fois la prime d'assurance payée le ménage dispose d'un revenu suffisant pour consommer un panier de bien permettant de subvenir aux besoins minimaux des membres du ménage. Jusot et al. (2012) reprennent cette définition et l'adaptent aux cas français dans lequel les besoins minimaux sont définis en termes relatifs (seuil de pauvreté en pourcentage du revenu médian) plutôt qu'absolus.

3. Avant 2015, les bénéficiaires de l'ACS avaient la possibilité d'utiliser leur chèque auprès de n'importe quel organisme complémentaire (OC) du marché. C'est après la réforme de l'ACS de 2015 que le choix est limité à 3 contrats proposés par 11 OC ayant répondu à l'appel d'offre.

4. Du tarif conventionnel de la Sécurité sociale, les bénéficiaires de l'ACS comme ceux de la CMU-C disposent de tarifs opposables hors soins dentaires, matériels d'optique et audiologie.

5. à partir d'octobre 2017, les tarifs des prothèses dentaires sont plafonnés pour les bénéficiaires de l'ACS.

6. Exonération de l'avance de frais à la fois sur la part obligatoire et la part complémentaire.

En 2017, 1,4 million de personnes se sont vues notifier le droit à l'ACS, pour un taux de recours compris en 41% et 59% de la population éligible (Fonds CMU-C, 2019). Ce taux de recours est encore plus dégradé si l'on considère la population ayant effectivement utilisé leur subvention dans les 6 mois : seuls 77% des 1,4 million étaient protégés par un contrat ACS en 2017 (Fonds CMU-C, 2019).

En contrôlant de l'âge et du sexe, les bénéficiaires de l'ACS ont un état de santé plus dégradé que celui du reste de la population affiliée au régime général. Les personnes bénéficiaires de l'ACS ont même des prévalences plus élevées que les personnes bénéficiaires de la CMU-C pour un certain nombre de pathologies (maladies cardionéovasculaires, psychiatriques, diabète ou insuffisance rénale par exemple) (Tuppin et al., 2016).

Malgré cette prévalence de pathologies plus importante, les personnes éligibles à l'ACS semblent avoir une consommation de soins moindre que les bénéficiaires de la CMU-C (qui sont les plus comparables en termes de revenu) : ils consultent par exemple moins souvent un médecin généraliste (Guthmuller and Wittwer, 2012). De plus, ils sont également plus souvent victimes de refus de soins de la part de certains professionnels de santé comme les chirurgiens-dentistes, les gynécologues et les psychiatres (Chareyron et al., 2020).

En dehors des études citées comparant des niveaux de consommation des bénéficiaires de la CMU-C à ceux de l'ACS, il n'existe, à notre connaissance, aucune étude à ce jour qui évalue l'efficacité de l'ACS à favoriser le recours aux soins.

Ce travail a donc pour objectif de combler ce manque en essayant d'estimer l'effet causal de l'ACS sur les postes de soins des bénéficiaires en se concentrant sur les consommations de soins ambulatoires (soins de généralistes et de spécialistes, médicaments, soins dentaires et biologie) et hospitaliers.

Sur la base de données administratives de remboursement issues du système national des données de santé (SNDS), sur la période juillet 2015 - décembre 2018, nous estimons par une approche en différence de différences l'effet causal du fait de bénéficier de l'ACS sur le recours aux soins et le niveau des dépenses des bénéficiaires recourant aux soins (en distinguant différents postes de dépenses). Cette analyse est réalisée sur des individus préalablement couverts par une complémentaire santé privée⁷.

Nous constatons que l'ACS influence de manière positive et significative la probabilité de recourir aux soins comparativement à la probabilité moyenne de recours aux soins à *baseline*, mais également le niveau de dépenses par consommant, à l'exception des soins hospitaliers et de biologie. L'ACS semble donc bien améliorer le recours aux soins des bénéficiaires, ce qui se traduit également par une hausse du niveau moyen de dépenses de soins, les postes, soins de ville, médicaments, et soins dentaires étant les plus affectés.

Dans un premier temps, nous présentons l'état de la littérature, puis nous détaillons l'étude empirique à travers les données et la méthode utilisée. Nous présentons ensuite les résultats, que nous

7. Il s'agit d'une approche conservatrice dans la mesure où l'on devrait s'attendre à un effet plus important pour des individus qui ne bénéficiaient préalablement d'aucune couverture complémentaire.

discutons avant de conclure.

2 Littérature

La détention d'une assurance maladie permet de lisser les dépenses d'un individu ou d'un ménage au cours d'une année, via le paiement d'une prime et le remboursement des frais de santé au moment de leur occurrence. Théoriquement, la prime d'assurance est équivalente au niveau des frais de santé encourus pendant l'année (moins les frais de gestion). Le lissage des dépenses de santé, de nature très irrégulière, génère un accroissement de bien-être pour les agents averses au risque (Arrow, 1963).

Cependant, le remboursement des soins au moment où l'individu les consomme induit une diminution du prix de ces mêmes soins, en apparence. Si l'élasticité prix de la demande de soins n'est pas nulle, alors cette baisse apparente du prix au point d'utilisation risque d'entraîner une augmentation des quantités de soins consommées indépendamment des besoins que ces soins viennent couvrir (Pauly, 1968).

Cette augmentation de la consommation de soins peut alors se révéler néfaste, car elle peut entraîner en retour une augmentation des primes d'assurances et une augmentation de la part des ressources dépensées dans le secteur de la santé. Ce phénomène d'aléa moral ex post est la fondation théorique au partage du coût des soins entre l'assuré et l'assureur, le ticket modérateur dans le cas français.

L'existence d'une élasticité prix négative de la demande de soins est un résultat bien établi de la littérature empirique depuis l'expérience de la RAND, avec une élasticité prix de -0,2 comme étant le chiffre communément admis (Newhouse et al., 1993). Les ménages à bas revenus ont une sensibilité aux prix de la demande de soins équivalente au reste de la population (Chandra et al., 2014 ; Newhouse et al., 1993). Cette sensibilité est suffisante pour que le bénéfice d'une couverture assurantielle complète et gratuite entraîne une augmentation significative des consultations en ville, des hospitalisations, des prescriptions de médicaments et des visites aux urgences (Finkelstein et al., 2012).

Cependant, on observe communément de plus forts taux de non-assurance parmi les ménages dans le bas de la distribution des revenus (Gruber, 2008 ; Perronnin, 2018 ; Pierre, 2022). Certains pays ont créé des programmes sous condition de revenu pour procurer, de façon subventionnée, une assurance santé à la partie la plus pauvre de leur population, dans l'esprit de l'ACS. La littérature les concernant montre qu'ils ont un effet favorable sur le recours aux soins.

La Colombie, avec le programme Subsidized Health Insurance for the Poor (SUBS), mise en place en 1995, offre une subvention aux personnes les plus pauvres pour leur permettre de souscrire à une complémentaire santé. Il a permis d'augmenter significativement le recours aux soins ambulatoires et hospitaliers des femmes, des enfants et des personnes âgées bénéficiant du dispositif (Trujillo et al., 2005).

Aux États-Unis, l'Affordable Care Act (ACA) a entraîné la création des "*Health Insurance Market*

Places” dans certains états. Ces marchés d’assurance proposent des contrats dont les garanties sont facilement identifiées, comme c’est le cas avec les niveaux A, B et C de l’ACS. Par ailleurs, sous condition de revenus, les individus sur ces marchés bénéficient de subventions pour réduire le coût de leur assurance santé (Goldman et al., 2018). La mise en place de ces marchés subventionnés a permis d’augmenter la consommation de soins (en ville et à l’hôpital) des bénéficiaires. Et ce, en réduisant le niveau de participation financière de ces mêmes ménages (Goldman et al., 2018 ; Liu et al., 2021).

Cependant, les états américains ont eu le choix entre étendre l’éligibilité au programme Medicaid⁸ et développer les “*Health Insurance Market Places*”. La littérature ayant comparé les résultats des deux types de programmes montre que l’extension de Medicaid semble plus efficace pour réduire la non-assurance et semble fournir une meilleure protection financière que les contrats obtenus sur les *Market places* (Blavin et al., 2018).

L’apport de notre étude est double : d’un point de vue institutionnel, en termes d’évaluation des politiques publiques, il s’agit à notre connaissance du premier travail en France évaluant l’effet du dispositif ACS sur la consommation de soins ; d’un point de vue académique, ce travail permet d’enrichir la vaste littérature existante sur l’effet de l’assurance santé sur le recours aux soins et la consommation de soins en valeur pour les populations défavorisées.

3 Etude empirique

3.1 Données

Le système national des données de santé (SNDS) est une base de données regroupant les informations issues des remboursements individuels effectués pour tous les biens et services médicaux couverts par l’Assurance Maladie et réalisés en ambulatoire ou à l’hôpital. Ces données sont anonymes et exhaustives et comprennent à la fois les dates et les montants remboursés mais également des informations sur les bénéficiaires : l’âge, le sexe, la situation assurantielle (Complémentaire privée, CMU-C, ACS ou aucune couverture) ou le bénéfice du dispositif d’affection longue durée (ALD)⁹ et l’allocation adulte handicapé (AAH)¹⁰. Dans le SNDS, le programme de médicalisation des systèmes d’information (PMSI) permet de connaître les remboursements d’épisodes de soins réalisés en établissements publics ou privés en court séjour (MCO), en soins de suite et réadaptation (SSR), en hospitalisation à domicile (HAD) et en psychiatrie.

Nous sélectionnons une cohorte de bénéficiaires de l’ACS ayant recouru au dispositif entre juillet 2015 et décembre 2018. En effet, la dernière réforme de l’ACS datant de juillet 2015, cela permet de

8. Programme gratuit dans la plupart des états.

9. Le dispositif des affections de longue durée (ALD) prend en charge les patients ayant une maladie chronique comportant un traitement prolongé et/ou très coûteux.

10. L’Allocation Adultes Handicapés (AAH) est une aide financière attribuée aux personnes atteintes d’un taux minimum d’incapacité. Elle s’adresse à des personnes ayant des ressources modestes afin de leur assurer une certaine autonomie financière.

traiter une période pendant laquelle les modalités de l'ACS sont stables. Le champ de notre population couvre ainsi les assurés bénéficiant de l'ACS pour la première fois, affiliés au régime général, âgés de 2 ans à 99 ans au moment de l'ouverture des droits ACS et pour lesquels nous disposons d'informations précises relatives au recours à l'ACS : date d'ouverture du droit, date d'utilisation du chèque et niveau de garantie choisi. Les personnes exclues de notre champ d'analyse sont les personnes décédées avant la fin de notre période d'étude et les enfants de moins de 2 ans car nous ne pouvons remonter les informations nécessaires sur ces enfants sur la période pré-ACS.

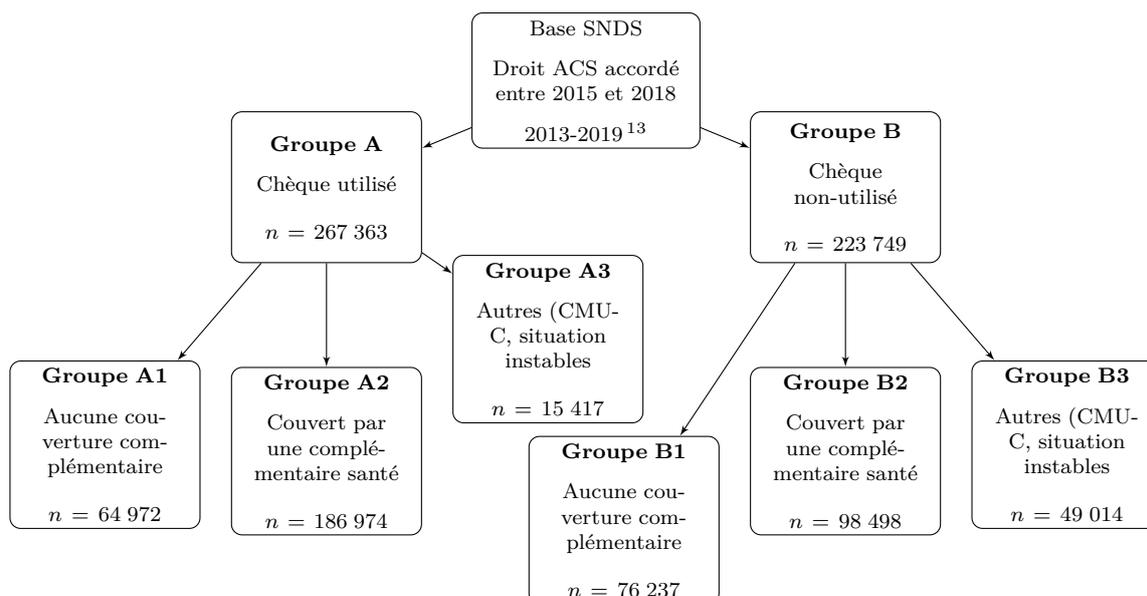
Dans ce travail d'évaluation, nous sommes confrontés à deux obstacles principaux : la sélection induite par le processus d'utilisation du chèque ACS et l'identification du contrefactuel le plus pertinent. Identifier l'effet causal du bénéfice de l'ACS sur la consommation de soins reviendrait à comparer la consommation de soins des individus bénéficiaires de l'ACS, c'est à dire dont les droits à l'ACS sont ouverts et qui utilisent le chèque, avec la consommation qu'ils auraient eu s'ils n'avaient pas été bénéficiaires de l'ACS. L'objectif est de définir un groupe contrôle dont les caractéristiques (observables et inobservables) sont les plus proches possibles de celles du groupe traité. Le groupe contrôle idéal serait composé des individus ayant des caractéristiques similaires mais qui n'ont pas bénéficié du traitement (de l'ACS). Compte tenu de l'absence de données complètes sur les caractéristiques individuelles et que le fait de bénéficier du "traitement" est soumis à une décision individuelle, qui n'est donc pas le fruit du hasard, ce groupe contrôle n'est qu'hypothétique.

Une première stratégie pourrait consister à comparer les traités (bénéficiaires de l'ACS) aux non-traités (non bénéficiaires de l'ACS) mais il est fort probable que les non-traités aient des caractéristiques relativement éloignées des traités, notamment lorsque les caractéristiques observables sont peu nombreuses, ce qui biaiserait la comparaison. Une autre stratégie serait de comparer des individus traités avec des individus pas encore traités mais dont on sait qu'ils le seront plus tard dans le temps. Cela permettrait de réduire le biais lié aux inobservables. Nous choisissons ici une troisième option : comparer les traités avec les non-traités qui auraient dû l'être. Soit les détenteurs de l'ACS dont les droits sont ouverts mais qui n'ont pas utilisé leur chèque¹¹. Dans la mesure où le choix de ne pas recourir au chèque alors qu'on est bénéficiaire d'une attestation ACS n'est certainement pas aléatoirement distribué, il convient d'essayer de rapprocher un peu plus les groupes sur la base de leur comportement passé en matière de couverture santé.

Nous avons donc décidé d'estimer l'effet causal en comparant les assurés du régime général de la sécurité sociale bénéficiaires de l'ACS, utilisant leur chèque (traités) et couverts auparavant par une complémentaire privée avec les assurés bénéficiaires de l'ACS qui n'utilisent pas leur chèque et qui restent couverts par leur complémentaire privée sur la période d'étude. Cette sous-population du groupe qui s'est vu notifier le droit à l'ACS est comparable d'un point de vue du niveau de vie aux

11. Le taux de non-recours au chèque pour les bénéficiaires de l'ACS est de l'ordre de 20% (Drees, 2021b). Ce taux est supérieur dans le présent travail car l'échantillon est composé de primo-recourants.

FIGURE 1 – Sélection de la population



bénéficiaires de l'ACS qui utilisent leur chèque¹².

En estimant, en double différences, tout en contrôlant de certaines caractéristiques observables, nous espérons avoir une mesure la plus proche possible d'un effet moyen du traitement sur les traités, toutes choses égales par ailleurs. Il s'agirait ici d'un scénario conservateur dans la mesure où l'effet du bénéfice de l'ACS devrait être plus fort si l'on comparait les individus bénéficiaires de l'ACS utilisant leur chèque (traités) et non couverts auparavant par une complémentaire santé avec les individus bénéficiaires de l'ACS qui n'utilisent pas leur chèque et qui restent non couverts par une complémentaire sur la période d'observation.

3.2 Groupe traité

Dans un premier temps, nous identifions un groupe composé de bénéficiaires de l'ACS qui utilisent le chèque après s'être vus notifier l'ouverture de leur droit. Ce groupe est représenté par la lettre A (cf. figure 1). Il comporte 267 363 individus. De ce groupe, trois sous-groupes sont identifiés. Le premier sous-groupe est composé de bénéficiaires de l'ACS qui utilisent leur chèque et qui n'étaient couverts par aucune complémentaire santé durant les 4 trimestres précédant l'ouverture des droits (A1). Le second sous-groupe est composé de bénéficiaires de l'ACS qui utilisent leur chèque et qui avant l'ouverture de leur droit étaient couverts par une complémentaire santé privée durant les 4 trimestres précédant l'ouverture des droits (A2). Le troisième sous-groupe est composé des autres bénéficiaires de l'ACS qui utilisent le chèque et qui n'avaient pas de situation assurantielle stable durant les 4 trimestres avant l'ouverture des droits ou qui étaient bénéficiaires de la CMU-C (A3).

12. L'ACS est attribuée sous conditions de ressources mais les informations relatives aux ressources ne sont pas disponibles dans le SNDS

13. La période d'étude est comprise entre 2013 et 2019 pour nous permettre de remonter les informations sur les bénéficiaires au minimum 2 ans avant - 1 an après l'ouverture des droits.

3.3 Groupe contrôle

Le groupe contrôle est composé de bénéficiaires du droit à l'ACS qui n'utilisent pas leur chèque (B). Trois sous-groupes de cette population sont à nouveau identifiés. Le premier est composé de bénéficiaires qui n'ont pas été couverts par une complémentaire privée ou par la CMU-C durant l'intégralité de la période d'étude (B1). Le deuxième est composé des bénéficiaires qui sont couverts par une complémentaire privée durant l'intégralité de la période d'étude c'est-à-dire 2 ans et demi (B2). Le troisième est composé des autres bénéficiaires de l'ACS qui n'utilisent pas le chèque et qui n'avaient pas de situation assurantielle stable durant les 4 trimestres avant l'ouverture des droits ou qui étaient bénéficiaires de la CMU-C (B3).

3.4 Populations considérées pour l'analyse

Nous choisissons de mener l'analyse sur les seuls groupes A2 et B2¹⁴ cela nous permet de comparer des assurés couverts par une complémentaire santé sur toute la période. Ces individus sont donc à la fois comparables en termes de niveau de vie en raison de leur éligibilité à l'ACS mais également en termes de couverture assurantielle. La comparaison de ces deux groupes nous permet également de calculer une borne basse de l'effet de l'ACS sur la consommation de soins. En effet, les bénéficiaires du groupe A2 sont ceux pour lesquels la variation du prix des soins associée à l'utilisation de la subvention est la plus faible.

4 Méthode

4.1 Stratégie empirique

Nous disposons de deux groupes observés avant et après l'ouverture des droits à l'ACS. L'utilisation du chèque et donc la couverture par un contrat ACS ne concerne que l'un des deux groupes. L'ACS joue sur la consommation de soins via deux canaux : l'ouverture des droits qui permet de bénéficier du tiers payant social, ce qui peut accroître le recours aux soins (sous l'hypothèse qu'une moindre avance de frais stimule le recours aux soins) ; l'utilisation du chèque qui permet de bénéficier à la fois du tiers payant intégral et d'une réduction du coût du financement de la complémentaire santé qui va impacter à la fois le recours aux soins et le niveau de dépenses. Quand on compare des individus qui utilisent le chèque à ceux qui ne l'utilisent pas, on mesure concrètement l'effet d'une moindre avance de frais couplée avec une baisse du coût de la complémentaire santé qui semble permettre de souscrire à des contrats de meilleure qualité que ceux accessibles auparavant. On pourrait donc s'attendre à

14. Une analyse sur les groupes A1-B1, qui permet une comparaison entre des assurés non couverts par une complémentaire santé sur toute la période de l'étude, a également été menée. Elle correspondrait selon nous à la borne haute de l'effet de l'ACS sur la consommation de soins. Les bénéficiaires de ces groupes n'étant pas précédemment couverts par une complémentaire santé.

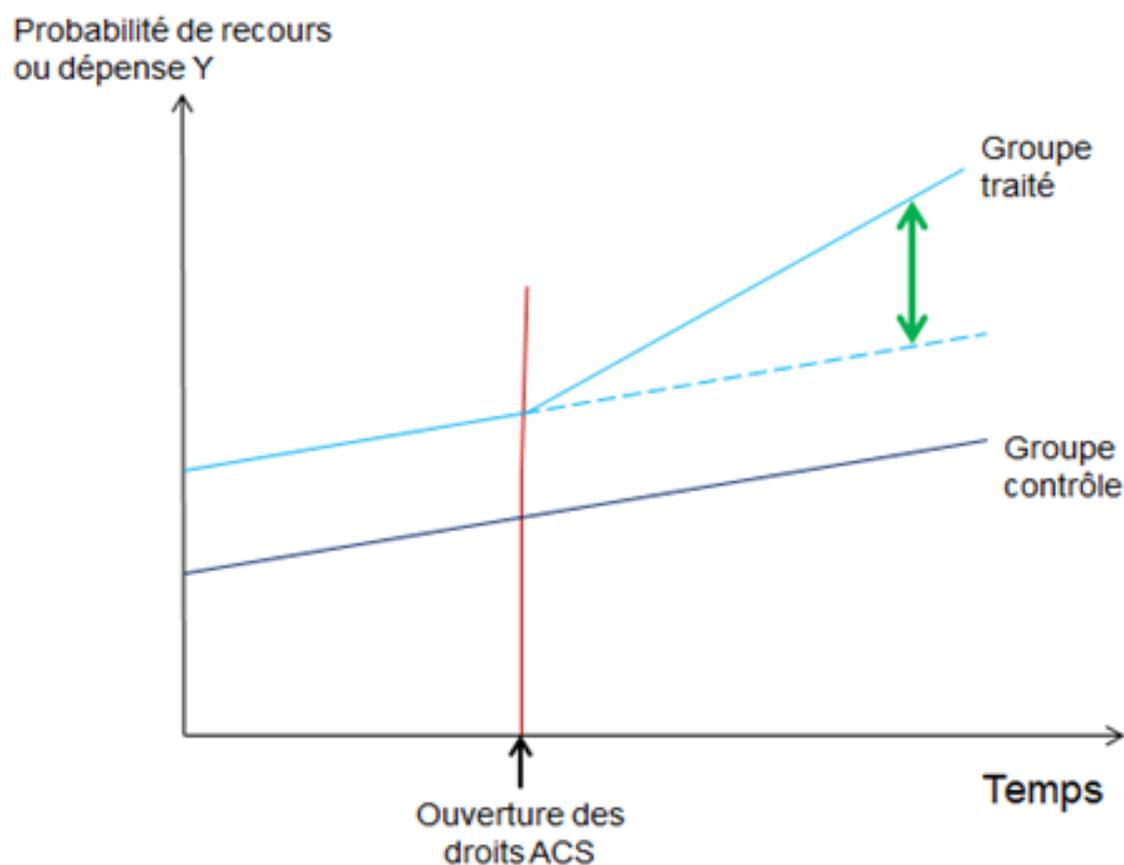
une hausse des dépenses pour certains soins qui faisaient auparavant l'objet d'un certain renoncement comme les médicaments, les soins dentaires et les soins de ville, notamment de spécialistes.

Les deux hypothèses que nous testons ici sont les suivantes :

1. Bénéficiaire de l'ACS accroît la probabilité de recourir aux soins
2. Bénéficiaire de l'ACS accroît les dépenses de santé, conditionnellement au fait d'avoir recouru aux soins (dépenses conditionnelles pour la suite du document)

Comme énoncé précédemment, l'estimateur de différence de différences consiste à comparer l'évolution des dépenses et du niveau de recours des bénéficiaires avant et après le traitement à celle des dépenses et du niveau de recours des personnes du groupe de contrôle sur la même période. Cet estimateur permet d'identifier l'effet causal de l'ACS sous l'hypothèse que le recours et les dépenses des deux groupes auraient effectivement évolué de manière identique en l'absence de l'ACS (hypothèse des tendances communes) (Givord, 2014).

FIGURE 2 – Hypothèse des tendances communes



Note de lecture : La ligne en pointillés représente la tendance d'évolution de la probabilité de recours ou de la dépense (variable Y) du groupe traité s'il n'avait pas bénéficié de l'ACS. La flèche verte représente l'effet causal de l'ACS sur la variable Y du groupe traité. Pour que l'hypothèse des tendances communes se vérifie, il faut qu'avant l'ouverture des droits ACS, la tendance d'évolution de la variable Y du groupe traité et contrôle se fasse au même rythme.

L'estimation de l'effet causal local¹⁵ de l'ACS par la méthode de différence de différences est for-

15. Local au sens de l'effet moyen du traitement sur les traités qui sont une sous-population des bénéficiaires de l'ACS.

malisée par l'équation suivante :

$$Y_{it} = \alpha_i + \delta_t + \gamma_s + \beta * utilisation\ du\ droit_t * ACS_i + \epsilon_{it}$$

Avec : $i=1,\dots,N$ et $t=-4,\dots,6$ et $s=1,\dots,4$

Où Y_{it} est la probabilité de recours ou le log des dépenses de l'individu i au trimestre t , α_i est l'effet fixe individuel, δ_t est l'effet fixe temporel, γ_s un effet fixe saisonnier, X_{it} est un vecteur de caractéristiques individuelles variant dans le temps (bénéficiaire d'une ALD ou de l'AAH) et β traduit l'impact de l'ACS sur les Y_{it} .

La probabilité de recours pour chaque poste de soins est estimée à l'aide de modèles de probabilité linéaires à effets fixes. Les dépenses conditionnelles par bénéficiaire sont estimées à l'aide d'un modèle log-linéaire à effets fixes. L'analyse en log-linéaire permet d'estimer la semi-élasticité de la dépense par rapport au coût de la complémentaire santé lié à l'utilisation du chèque.

La structure en données de panel nous permet d'utiliser une spécification à effet fixe "within" afin de contrôler l'hétérogénéité inobservée constante dans le temps telle que les préférences en matière de santé, la difficulté à entreprendre des démarches, certaines caractéristiques du ménage comme la PCS, etc., en s'assurant de ne plus avoir de risque de corrélation entre les effets fixes individuels et les variables explicatives.

L'étude assure un suivi des traités et témoins sur deux ans et demi, centrée sur l'ouverture des droits à l'ACS. Chaque assuré est suivi un an avant et un an et demi après l'ouverture des droits. Un individu peut utiliser son chèque jusqu'à 6 mois après l'ouverture des droits et dans ce cas il sera couvert durant une année par l'ACS. Cette période entre l'ouverture des droits et la fin de son contrat ACS sera donc de 6 trimestres d'où l'étude sur un an et demi après l'ouverture du droit. Le groupe de contrôle est suivi sur une période comparable à celle du groupe ACS.

Pour chaque poste de soins, nous étudions l'impact du dispositif sur la marge extensive en calculant la probabilité trimestrielle de recours aux soins et nous étudions la marge intensive en calculant les dépenses conditionnelles trimestrielles exprimées en logarithme. Le calcul des dépenses se fait sur la base de remboursement de la Sécurité sociale, les éventuels dépassements d'honoraires, interdits pour les bénéficiaires de l'ACS, ne sont pas pris en compte.

L'analyse porte sur les soins totaux, les soins hospitaliers de médecine-chirurgie-obstétrique (MCO)¹⁶ et les soins de ville qui se décomposent en soins de médecins généralistes, soins de médecins spécialistes, soins dentaires, soins de biologie et médicaments délivrés.

16. Ce poste comprend les séjours hospitaliers ainsi que les actes et consultations externes.

4.2 Statistiques descriptives

TABLE 1 – Statistiques descriptives des groupes traité et contrôle

	Groupe A2	Groupe B2	p-value
n	186 974	98 498	
Age	43	33,3	0,000
Femmes (%)	57,71	51,61	0,000
AAH (%)	12,63	7,8	0,000
ALD (%)	28,77	17,5	0,000

Note de lecture : Les premières et secondes colonnes représentent les moyennes et les proportions pour chaque groupe. La troisième colonne présente la p-value du test de Student pour les différences de moyennes et du test du chi-deux pour les différences de proportions entre les premières et secondes colonnes.

Champ : Bénéficiaires de l'ACS primo recourant, au régime général et couvert par une complémentaire privée durant l'année précédant le bénéfice du dispositif.

Source : SNDS-DCIR

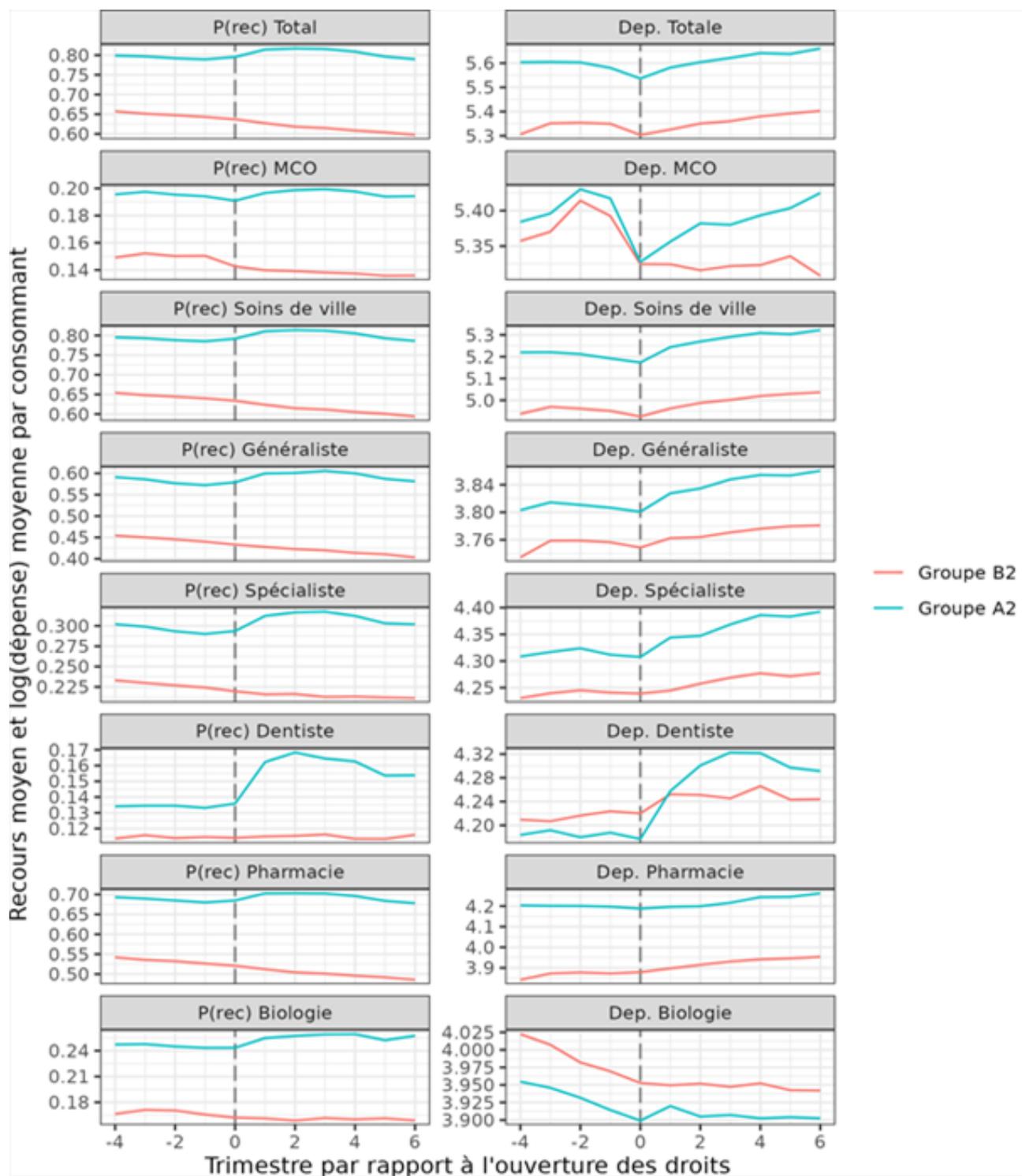
Le tableau 1 décrit les caractéristiques de la population. Pour le groupe A2 (utilisateurs du chèque couverts par une complémentaire santé avant de bénéficier de l'ACS), l'âge moyen est d'environ 43 ans et la répartition des sexes est légèrement en faveur des femmes. 12,5% de l'échantillon est bénéficiaire de l'AAH et 10,02% est en situation d'ALD. Le groupe B2 (non-utilisateurs du chèque couverts par une complémentaire santé avant de bénéficier de l'ACS) est plus jeune, la répartition des sexes est légèrement en faveur des hommes et la part d'AAH et d'ALD est plus faible.

La figure 3 représente les tendances d'évolution de la probabilité de recours et de la dépense par consommant pour le groupe traité et le groupe contrôle. Ils nous montrent que les tendances d'évolution de la probabilité de recours et du niveau de dépenses par consommant sont similaires pour la période qui précède l'ouverture des droits ACS. Ainsi, l'hypothèse clé des tendances communes, qui énonce qu'en l'absence du bénéfice d'un contrat ACS, l'évolution de la probabilité de recours et du niveau de dépenses aurait été identique dans les deux groupes, semble vérifiée pour les groupes A2-B2.

Le graphique des tendances met en avant l'écart existant en termes de probabilité de recours entre le groupe traité et le groupe contrôle. Les personnes ayant une complémentaire privée et qui utilisent leur chèque ACS (courbe bleue) ont plus souvent recours aux soins que les personnes qui disposent également d'une complémentaire privée et qui n'utilisent pas leur chèque (courbe rouge); et cela pour tous les postes de soins analysés.

La probabilité de recours diminue légèrement sur la période précédant l'ouverture des droits pour tous les postes à l'exception du poste des soins dentaires qui n'évolue pas. Ensuite, pendant l'ouverture des droits et le premier trimestre, la probabilité de recours pour le groupe traité augmente, quel que soit le poste de soins. Pour les postes généraux, c'est-à-dire les soins totaux, les soins de villes et les soins de MCO, l'évolution est constante avec un ralentissement au troisième trimestre. L'évolution se poursuit de façon plus lente jusqu'au troisième trimestre ou quatrième trimestre en fonction des postes de soins. Par la suite, les probabilités de recours diminuent légèrement. Concernant le groupe contrôle, la tendance est une baisse constante de la probabilité de recours pour tous les postes de soins

FIGURE 3 – Probabilité de recours et dépenses par consommant en fonction du trimestre d’ouverture des droits et du poste de soins



Note de lecture : Probabilité de recours par poste de soins (graphique de gauche) et dépense en log euros des individus ayant consommé au moins une fois dans le trimestre (graphique de droite) dans le temps et par rapport au trimestre d’ouverture des droits (t=0).

Note : Dépense par consommant en base de remboursement de la sécurité sociale (dépense totale hors dépassements d’honoraires).

Champ : Bénéficiaires de l’ACS primo recourant, au régime général et couvert par une complémentaire privée durant l’année précédant le bénéfice du dispositif.

Source : SNDS – DCIR

à l'exception des soins dentaires qui affiche de très faibles évolutions au cours du temps.

L'évolution de la dépense par consommant (ou dépense conditionnelle) et par trimestre sur la période précédant l'ouverture des droits a une trajectoire croissante et culmine 2 trimestres avant l'ouverture du droit avant de plonger jusqu'à l'ouverture du droit, et ce pour les deux groupes. Cette évolution est très marquée pour les soins hospitaliers, mais également pour les soins de ville. Après l'ouverture des droits, on observe une divergence des tendances entre les groupes, encore une fois plus marquée à l'hôpital. Plus en détail, la ventilation des soins de ville montre de simples divergences de tendances après l'ouverture des droits pour les soins de généralistes, spécialistes, la pharmacie et la biologie. Enfin, pour les soins dentaires, la dépense du groupe cas augmente fortement et dépasse celle du groupe contrôle.

5 Résultats

TABLE 2 – Estimation de l'impact de l'ACS sur la probabilité de recours en fonction du poste de soins

	Recours moyen par trimestre sur l'année avant l'ouverture des droits (en %)	Coefficient (point de pourcentage)	Effet relatif (en %)
	(1)	(2)	(3)
Soins totaux	79,41	+4,47***	5,63
MCO	19,56	+1,16***	5,92
Soins de ville	79,02	+4,54***	5,74
Généraliste	58,11	+3,97***	6,84
Spécialiste	29,58	+2,55***	8,63
Dentiste	13,41	+2,29***	17,05
Pharmacie	68,66	+3,78***	5,5
Biologie	24,58	+1,62***	6,59

*** significatif au seuil de 1%

Note : Les modèles de différence de différences sont des modèles à effets fixes individuels et temporels. Les modèles sont corrigés de la saisonnalité à l'aide de variables d'effets fixes saisonniers. Les variables de contrôle comprennent le bénéfice de l'AAH et du dispositif ALD. La colonne (3) représente le rapport du coefficient à la probabilité de recourir aux soins à baseline : $(3) = \frac{(2)}{(1)}$. La significativité statistique des coefficients est calculée à partir d'écart-types corrigés de l'autocorrélation au niveau individuel.

Note de lecture : La probabilité moyenne de recourir aux soins de ville de l'année précédant l'ouverture des droits est de 79,17%. La probabilité moyenne de recourir aux soins de ville augmente de 4,54 points de pourcentage.

Champ : Bénéficiaires de l'ACS primo recourant, au régime général et couvert par une complémentaire privée durant l'année précédant le bénéfice du dispositif.

Source : SNDS – DCIR

Le tableau 2 présente les résultats de l'équation des modèles de différence de différences à effets fixes individuels et temporels pour les 8 postes de soins étudiés. Les résultats complets de la régression sont en annexe (cf. table A1).

L'utilisation de la subvention ACS a un impact positif et significatif sur la probabilité de recourir aux soins totaux, mais aussi pour chacun des postes de soins analysés. La probabilité moyenne de recourir aux soins totaux augmente de 4,47 points de pourcentage (pp.), ce qui représente une augmentation de 5,63% par rapport à la probabilité de référence c'est-à-dire la probabilité de recourir aux soins

à *baseline*. La probabilité trimestrielle de recourir aux soins de ville augmente de 4,54 pp., ce qui représente une augmentation de 5,74% par rapport à la probabilité de référence. Parmi les postes de soins analysés, l'impact est plus important pour les soins généralistes et de pharmacie, avec un impact estimé respectivement de 3,97 et 3,78 pp. contre 2,55, 2,29 et 1,62 pp. pour les soins de spécialistes, dentaires et de biologie. L'impact le moins important est le poste de soins de MCO avec une augmentation de 1,16 point de pourcentage. Cependant, cela correspond à une hausse de 5,92%. Toujours en valeur relative, les soins généralistes et de pharmacie voient une augmentation de 6,84% et 5,50% de la probabilité de recours. Le poste de soins le plus impacté en valeur relative est le poste des soins dentaires avec une augmentation de 17,05% de la probabilité de recours.

TABLE 3 – Estimation de l'impact de l'ACS sur le niveau de dépenses en fonction du poste de soins

	Dépense moyenne par trimestre sur l'année précédant l'ouverture des droits (en%)	
	(1)	Coefficient (en %) (2)
Soins totaux	947,53	5,19***
MCO	1054,97	-4,60***
Soins de ville	414,76	7,30***
Généraliste	57,47	3,23***
Spécialiste	117,19	3,52***
Dentiste	103,31	9,21***
Pharmacie	202,32	1,74***
Biologie	69,01	-1,02***

*** significatif au seuil de 1%

Note : Les modèles de différence de différences sont des modèles à effets fixes individuels et temporels. Les modèles sont corrigés de la saisonnalité à l'aide de variables d'effets fixes saisonniers. Les variables de contrôle comprennent le bénéficiaire de l'AAH et du dispositif ALD. La significativité statistique des coefficients est calculée à partir d'écart-types corrigés de l'autocorrélation au niveau individuel.

Note de lecture : la dépense moyenne par trimestre en soins de ville sur l'année précédant l'ouverture des droits s'élève à 414,76 € et augmente de 7,3% suite à l'utilisation du chèque.

Champ : Bénéficiaires de l'ACS primo recourant, au régime général et couvert par une complémentaire privée durant l'année précédant le bénéfice du dispositif.

Source : SNDS – DCIR

Le tableau 3 présente les résultats de l'équation des modèles de différence de différences pour les 8 postes de soins étudiés. Les résultats complets de la régression sont en annexe (cf. table A2).

En moyenne, les dépenses des bénéficiaires ayant recours à des soins de tout type augmentent de 5,19%. Les dépenses en soins de ville augmentent de 7,3%. Parmi les postes de soins analysés, l'impact est plus important pour les soins dentaires avec une augmentation de 9,21%. Les soins de généralistes, spécialistes et pour la pharmacie, le niveau de dépense par consommant augmente respectivement de 3,23%, 3,52% et 1,74%. Cette augmentation du niveau de dépenses indique que les bénéficiaires qui consomment des soins, soit recourent plus fréquemment aux soins, soit utilisent des procédures plus coûteuses après l'ouverture des droits qu'avant. Nous mesurons un effet positif du recours à l'ACS sur la dépense par consommant de la majorité des postes de soins inclus dans l'analyse, et ce, alors que notre population, qu'elle soit traitée ou contrôlée, est, dans tous les cas, couverte par une complémentaire

santé. Cet effet peut s'expliquer par le fait de bénéficier du tiers payant intégral qui permet d'exempter d'avance de frais à la fois sur la partie obligatoire et sur la partie complémentaire.

Une légère diminution de la dépense par consommant est estimée pour la biologie (-1,02%) ainsi que pour la dépense en soins hospitaliers (-4,60%). Ces deux postes sont marqués par un effet positif de l'ouverture des droits sur la probabilité de recourir au poste. D'une part, ces deux postes de soins sont des postes pour lesquels l'effet attendu de l'ACS sur une population préalablement couverte par une assurance complémentaire est faible¹⁷. D'autre part, l'utilisation du chèque ACS peut entraîner une modification de la structure des soins consommés par les néo-bénéficiaires avec, par exemple, une substitution de l'utilisation des soins hospitaliers par des soins de ville. Certaines consultations externes, incluses dans les soins hospitaliers, peuvent être substituées par des consultations de spécialistes en ville.

6 Discussion

6.1 Résumé

Cette étude basée sur les données du SNDS analyse l'effet causal de l'utilisation du chèque ACS sur la consommation de soins globale, de soins de ville et de soins hospitaliers pour des personnes préalablement couvertes par une complémentaire santé privée. A partir d'une population de 285 472 titulaires d'un droit ACS, nous montrons que l'utilisation du chèque a un impact significatif sur la probabilité de recours à tous les postes de soins analysés. L'effet sur la dépense par consommant est également positif et significatif pour l'ensemble des postes à l'exception de deux : la biologie et l'hôpital (MCO).

L'effet positif mesuré peut être la conséquence d'un double mécanisme : une baisse du prix des soins via un meilleur remboursement (remboursement du ticket modérateur, fixation de tarifs plafonds pour les prothèses dentaires, les matériels d'optique et d'audiologie ainsi que l'interdiction des dépassements d'honoraires) et la suppression des contraintes de liquidité associées à la consommation de soins avec le tiers payant intégral.

La baisse du prix des soins est supposée jouer un rôle modéré sur les consultations de généralistes, la consommation de médicaments ou la biologie. En effet, pour ces soins, les contrats individuels bas de gamme remboursent déjà l'intégralité du ticket-modérateur (Drees, 2016). Par ailleurs, l'ACS est accompagnée d'un encadrement des tarifs et d'une interdiction des dépassements d'honoraires, ce qui peut permettre aux bénéficiaires de l'ACS d'obtenir une réduction importante du prix des soins de spécialistes et des prothèses dentaires, notamment comparé à ceux auxquels peuvent être confrontées les personnes ayant une complémentaire privée offrant un niveau de garantie faible (Drees, 2019). De

17. Le remboursement même par des assurances privées bas de gamme couvre le ticket modérateur ou le forfait journalier. Par ailleurs, le taux de tiers payant intégral réalisé par les laboratoires est également élevé hors ACS (voir tableau A2)

manière analogue, si le tiers payant intégral est réalisé de façon courante sur certains postes de soins (pharmacie et biologie notamment), sur les consultations dentaires, de généralistes ou de médecins spécialiste, ce mode de paiement est très minoritaire en 2017 (voir figure A2) (IGAS, 2017).

En résumé, on peut distinguer plusieurs types de postes de soins selon les mécanismes de l'ACS qui peuvent être à l'action. Les soins dentaires et les soins de spécialistes combinent un faible niveau de prestations remboursées en tiers payant intégral avec une part plus importante de l'activité réalisée avec dépassements d'honoraires. Il est probable que, pour les soins de généralistes, l'effet prix soit négligeable, à l'inverse de l'effet tiers payant, peu pratiqué hors ACS. La pharmacie et la biologie sont des soins sur lesquels l'effet devrait être moindre : en effet l'effet prix y est probablement modéré et la part d'activité en tiers payant intégral, hors ACS, est élevée. Concernant les soins hospitaliers, la prise en charge par la complémentaire santé varie selon qu'il s'agit de séjours ou de consultations externes (mais également en fonction du statut public ou privé de l'établissement de santé). Mais de manière générale, les soins hospitaliers sont plutôt bien couverts par l'Assurance maladie obligatoire en France (Drees, 2019).

En comparaison aux prédictions énoncées ci-dessus, la probabilité de recourir aux soins et à chacun des postes étudiés augmente une fois la subvention utilisée pour obtenir une assurance complémentaire. Ainsi, même pour des personnes qui bénéficiaient déjà d'une complémentaire privée, le fait d'avoir les droits acquis à l'ACS permet d'augmenter de manière significative le recours aux soins. Ces résultats vont dans le sens des autres études portant sur la CMU-C (Grignon et al. (2007), second chapitre de cette thèse) ainsi que ceux obtenus lors du RAND Health Insurance Experiment (Newhouse et al., 1993). La réduction du coût des soins et la non-avance de frais (sur la part complémentaire) entraînent une accessibilité accrue à l'ensemble des soins en passant par des canaux différents en fonction des postes de soins considérés.

L'utilisation de la subvention ACS entraîne une augmentation de ces dépenses pour la globalité des soins mais aussi pour tous les postes de soins pris individuellement, à l'exception de l'hospitalisation en MCO et de la biologie. Cette augmentation de l'utilisation du système de santé à la marge intensive peut également s'expliquer par un meilleur remboursement des soins, notamment via l'interdiction des dépassements d'honoraires (hors soins dentaires), et par un relâchement de la contrainte de liquidité lié au tiers payant intégral. Ces résultats sont également cohérents avec ceux estimés pour la CMU-C (Grignon et al., 2007) et lors du RAND Health Insurance Experiment (Newhouse et al., 1993).

La diminution de la dépense conditionnelle pour les soins hospitaliers et de biologie peut être expliquée par une substitution, à la marge intensive, de l'utilisation de ces postes de soins avec les autres postes pour lesquels la dépense conditionnelle augmente. La substitution des soins de ville par les soins hospitaliers ayant été observée aux Etats-Unis lors de dé-remboursements sur les soins de ville ou sur les médicaments (voir Baicker and Finkelstein (2011)).

Par ailleurs, hors taux de recours aux soins dentaires et dépense conditionnelle pour la biologie

et les soins hospitaliers, les variations entre postes de soins sont de magnitude comparable que ce soit pour la probabilité de recours ou pour la dépense par consommant. Ce résultat peut s'expliquer d'une part par les préférences de soins des bénéficiaires ou par le fait que ces postes de soins sont plutôt complémentaires dans leur consommation que substitués (Baicker and Goldman, 2011). Les médicaments prescrits sont par exemple des compléments naturels à une consultation de généraliste ou de spécialiste.

Les deux hypothèses testées semblent donc vérifiées. Comme le souligne la littérature existante, un dispositif permettant de bénéficier du tiers payant et d'une subvention à l'achat d'une complémentaire semble bien à-même d'améliorer le recours aux soins et d'accroître la dépense moyenne pour les individus défavorisés. C'est un résultat conforme à la littérature internationale, avec des résultats concordants en Colombie (Trujillo et al., 2005) ou aux Etats-Unis (Goldman et al., 2018 ; Liu et al., 2021).

6.2 Limites

Dans ce travail, nous exploitons les spécificités du dispositif ACS pour contrôler l'effet de sélection associé au recours au dispositif ACS. Nous sélectionnons un groupe contrôle dont le niveau de revenu est très proche de celui du groupe traité, mais comme le montre le tableau 1, les caractéristiques démographiques de nos groupes traité et contrôle sont très différentes. Cependant, les données de panel et l'utilisation d'une méthode de doubles différences nous permettent de contrôler pour les différences de caractéristiques entre les groupes ainsi que de prendre en compte les différences de niveau de consommation. En effet, comme décrit dans la figure 3, si les deux groupes ont des niveaux de consommation de soins différents, l'évolution de leur consommation semble similaire jusqu'au recours à l'ACS.

La principale limite de notre analyse repose sur les facteurs inobservés entraînant l'utilisation ou non du chèque ACS une fois celui-ci reçu. Parmi les raisons plausibles pour expliquer cette non-utilisation : la reprise d'un emploi accompagnée d'une complémentaire collective, la volonté de conserver un contrat de complémentaire alors que l'ACS n'est valable que pour une année, la volonté d'obtenir la CMU-C plutôt que l'ACS, ou encore un besoin de soins revu à la baisse. Parmi ces motifs, certains sont directement corrélés à la consommation de soins et d'autres peuvent être contrôlés via les effets fixes individuels.

Des approfondissements sont envisagés pour améliorer la validité interne de ce travail. Tout d'abord, un appariement pourrait permettre de sélectionner des groupes A2 et B2 de tailles équivalente composés d'individus ayant exactement les mêmes caractéristiques observables. Ensuite, il conviendrait de réaliser des tests pour s'assurer que l'hypothèse des tendances parallèles est bien respectée pour la comparaison des groupes A2 et B2. Enfin, des tests placebos pourraient également être réalisés pour s'assurer de la robustesse des résultats.

Nos résultats, bien que calculés sur une sous-population particulière des bénéficiaires de l'ACS, montrent que le programme a bien un effet sur la consommation de soins des bénéficiaires. Ce scénario est considéré comme conservateur dans le sens où il présente une borne basse de l'effet de l'ACS sur la consommation de soins pour l'ensemble de notre population (les groupes A et B). En effet, le passage à l'ACS pour les assurés préalablement titulaires d'une autre complémentaire santé relativement aux assurés qui conservent une complémentaire santé sur la période d'observation devrait avoir un impact plus faible sur le recours et la dépense par rapport à des assurés se trouvant sans complémentaire santé avant de bénéficier de l'ACS. Le fait de trouver un effet positif et significatif sur le recours aux soins et la dépense dans cette sous-population nous rassure quant à la capacité de ce dispositif à avoir le même type d'effet (mais avec une amplitude plus forte) pour les populations sans complémentaire santé avant de bénéficier de l'ACS¹⁸.

Par ailleurs, nous estimons l'effet de la couverture par un contrat ACS sur une période de 6 trimestres alors que la période de couverture d'un tel contrat est de 4 trimestres. En ce sens, nous avons à nouveau adopté une démarche conservatrice nous assurant que les effets statistiquement significatifs que nous mesurons correspondent à une borne basse de l'effet réel du programme sur la consommation de soins des bénéficiaires.

7 Conclusion

Dans cet article, nous montrons que l'ACS, un programme de subvention à l'obtention d'une couverture complémentaire santé, a un impact positif sur le recours aux soins et sur la dépense par consommant des bénéficiaires qui étaient, auparavant, couverts par une assurance complémentaire classique. Nous interprétons cet effet comme la borne basse de l'effet moyen de bénéficier de l'ACS sur la "vraie" population ACS également composée d'individus n'ayant pas de couverture complémentaire avant de bénéficier de l'ACS.

Ce résultat est le premier concernant le programme ACS et il confirme la littérature existante sur les programmes subventionnant l'accès à une assurance maladie. Il montre que malgré des difficultés à toucher sa population cible, le programme a tout de même un effet sur la consommation de ceux qui y recourent. Et ce, même si ces bénéficiaires possédaient une couverture complémentaire.

Avec la simplification des démarches administratives (dispositif unique offrant un panier de soins sans reste à charge et des tarifs opposables sur les consultations, renouvellement automatique pour les bénéficiaires de certains minima sociaux, inclusion du dispositif "100% santé") et la meilleure lisibilité du dispositif (instauration d'un contrat unique) liées à la fusion de la CMU-C et de l'ACS en novembre 2019, nos résultats suggèrent que l'on peut s'attendre à ce que le renoncement aux soins pour raisons

18. Si les résultats pour la comparaison des groupes A1-B1 montrent bien un effet positif sur le recours et la dépense, celui-ci n'est pas attribuable à l'ACS dans la mesure où l'hypothèse des tendances communes n'est pas vérifiée. Résultats non présentés dans ce travail.

financières des populations les plus démunies diminue dans les années à venir avec la montée en charge de la CSS, d'autant plus que ce sont les bénéficiaires de la CSS avec participation financière qui semblent connaître la plus forte augmentation d'effectif depuis fin 2019, accompagnée d'une hausse de l'utilisation du chèque (Drees, 2021b).

Bibliographie

- Kenneth J. Arrow. Uncertainty and the welfare economics of medical care. *The American economic review*, 53(5) :941–973, 1963.
- Katherine Baicker and Amy Finkelstein. The Effects of Medicaid Coverage — Learning from the Oregon Experiment. *New England Journal of Medicine*, 365(8) :683–685, August 2011. ISSN 0028-4793. doi : 10.1056/NEJMp1108222.
- Katherine Baicker and Dana Goldman. Patient Cost-Sharing and Healthcare Spending Growth. *Journal of Economic Perspectives*, 25(2) :47–68, May 2011. ISSN 0895-3309. doi : 10.1257/jep.25.2.47.
- Fredric Blavin, Michael Karpman, Genevieve M Kenney, and Benjamin D Sommers. Medicaid versus marketplace coverage for near-poor adults : effects on out-of-pocket spending and coverage. *Health affairs*, 37(2) :299–307, 2018.
- Thomas C. Buchmueller, Agnès Couffinhal, Michel Grignon, and Marc Perronnin. Access to physician services : does supplemental insurance matter? Evidence from France. *Health economics*, 13(7) : 669–687, 2004. ISSN 1099-1050.
- M. Kate Bundorf and Mark V. Pauly. Is health insurance affordable for the uninsured? *Journal of Health Economics*, 25(4) :650–673, 2006.
- Amitabh Chandra, Jonathan Gruber, and Robin McKnight. The impact of patient cost-sharing on low-income populations : Evidence from Massachusetts. *Journal of Health Economics*, 33 :57–66, January 2014. ISSN 01676296. doi : 10.1016/j.jhealeco.2013.10.008.
- Sylvain Chareyron, Yannick l’Horty, and Pascale Petit. Les refus de soins discriminatoires : tests multicritères et représentatifs dans trois spécialités médicales. 2020.
- Pierre-André Chiappori, Franck Durand, and Pierre-Yves Geoffard. Moral hazard and the demand for physician services : First lessons from a French natural experiment. *European economic review*, 42 (3-5) :499–511, 1998.
- Marion Devaux. 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, January 2015. ISSN 1618-7598, 1618-7601. doi : 10.1007/s10198-013-0546-4.
- Drees. La complémentaire santé : acteurs, bénéficiaires, garanties - édition 2016. paris, france : Drees, coll. panoramas de la drees-santé. Technical report, Paris, France, 2016.
- Drees. Les dépenses de santé en 2018 - résultats des comptes de la santé - édition 2019. Technical report, Paris, France, 2019.

- Drees. Les dépenses de santé en 2020 - résultats des comptes de la santé - édition 2021. Technical report, Paris, France, 2021a.
- Drees. Minima sociaux et prestations sociales - ménages aux revenus modestes et redistribution - Édition 2021. Technical report, Paris, France, 2021b.
- Amy Finkelstein, Sarah Taubman, Bill Wright, Mira Bernstein, Jonathan Gruber, Joseph P. Newhouse, Heidi Allen, Katherine Baicker, and Oregon Health Study Group. The Oregon health insurance experiment : evidence from the first year. *The Quarterly journal of economics*, 127(3) :1057–1106, 2012.
- Fonds CMU-C. Rapport annuel sur l'aide au paiement d'une complémentaire santé. Technical report, Paris, France, 2018.
- Fonds CMU-C. Rapport annuel sur l'aide au paiement d'une complémentaire santé. Technical report, Paris, France, 2019.
- Carine Franc and Aurélie Pierre. Compulsory private complementary health insurance offered by employers in france : implications and current debate. *Health Policy*, 119(2) :111–116, 2015.
- P. Givord. Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques. *Economie & prévision*, 204-205(1-2) :1–28, 2014. ISSN 0249-4744.
- Anna L Goldman, Danny McCormick, Jennifer S Haas, and Benjamin D Sommers. Effects of the aca's health insurance marketplaces on the previously uninsured : a quasi-experimental analysis. *Health Affairs*, 37(4) :591–599, 2018.
- M. Grignon, M. Perronnin, and J. N. Lavis. Does free complementary health insurance help the poor to access health care ? Evidence from France. *Health Economics*, page 17, 2007.
- Jonathan Gruber. Covering the Uninsured in the United States. *Journal of Economic Literature*, 46 (3) :571–606, August 2008. ISSN 0022-0515. doi : 10.1257/jel.46.3.571.
- S. Guthmuller and J. Wittwer. L'effet de la couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) sur le nombre de visites chez le médecin : une analyse par régression sur discontinuités. *Economie Publique*, (28-29) :95–120, tabl., graph., 2012.
- IGAS. Evaluation de la généralisation du tiers payant. Technical report, Paris, France, 2017.
- F. Jusot. Les inégalités de recours aux soins : bilan et évolution. *Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique*, 61 :S163–S169, 2013.

- F. Jusot, C. Perraudin, and J. Wittwer. 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, 2012. ISSN 0336-1454.
- F. Jusot, B. Carré, and J. Wittwer. Réduire les barrières financières à l'accès aux soins. *Revue française d'économie*, 34(1) :133–181, 2019.
- Renaud Legal. 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, March 2009. ISSN 0035-2764.
- Charles Liu, Hiroshi Gotanda, Dhruv Khullar, Thomas Rice, and Yusuke Tsugawa. The affordable care act's insurance marketplace subsidies were associated with reduced financial burden for us adults : Study examines the aca's insurance marketplace subsidies and financial burden on us adults. *Health Affairs*, 40(3) :496–504, 2021.
- Joseph P Newhouse et al. *Free for all?: lessons from the RAND health insurance experiment*, volume 172. Harvard University Press Cambridge, MA, 1993.
- Mark V. Pauly. The economics of moral hazard : comment. *The American Economic Review*, pages 531–537, 1968.
- M. Perronin. La complémentaire santé en 2014 : 5 % de non-couverts et 12 % parmi les 20 % les plus pauvres. *Questions D'économie De La Sante (Irdes)*, (229) :1–6, 2018. ISSN 1283-4769.
- A. Pierre. 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, May 2022. ISSN 1283-4769.
- Aurélié Pierre and Florence Jusot. The likely effects of employer-mandated complementary health insurance on health coverage in France. *Health Policy*, 121(3) :321–328, March 2017. ISSN 01688510. doi : 10.1016/j.healthpol.2016.12.004.
- Béregère Saliba and Bruno Ventelou. Complementary health insurance in France Who pays? Why? Who will suffer from public disengagement? *Health Policy*, 81(2-3) :166–182, May 2007. ISSN 01688510. doi : 10.1016/j.healthpol.2006.05.017.
- Antonio J Trujillo, Jorge E Portillo, and John A Vernon. The impact of subsidized health insurance for the poor : evaluating the colombian experience using propensity score matching. *International journal of health care finance and economics*, 5(3) :211–239, 2005.
- P. Tuppin, S. Samson, C. Colinot, A. Gastaldi-Menager, Anne Fagot-Campagna, and C. Gissot. Consommations de soins des bénéficiaires de la couverture maladie universelle complémentaire

(CMUC) ou de l'aide pour une complémentaire santé (ACS) en 2012. *Revue D'épidémiologie Et De Santé Publique*, 64(2) :67–78, 2016.

Annexes

FIGURE A1 – Grilles de garanties des contrats ACS

Prestations	Contrat A	Contrat B	Contrat C
Frais engagés au titre :			
– des honoraires des praticiens et auxiliaires médicaux	100,0%	100,0%	100,0%
– des examens de biologie médicale			
– des produits et prestations figurant sur la LPP			
– des transports			
Hors frais de cures de thermales			
Pharmacie	100% (sauf SMR faible)	100% (sauf SMR faible)	100% (sauf SMR faible)
Forfait journalier hospitalier facturé dans les établissements de santé	Illimité	Illimité	Illimité
Dentaires			
Prothèses			
- céramo-métallique	125%	225%	300%
- céramique			
- acier			
- mobiles			
Orthodontie remboursable	125%	225%	300%
Optique			
Monture + 2 verres simples	100%	100 €	150 €
Monture + 2 verres complexes		200 €	350 €
Monture + 1 verre simple et 1 verre complexe		150 €	250 €
lentilles		100 €	100 €
Audioprothèse			
par appareil	100%	100%	450 €

Source : Fonds CMU (2018). Rapport annuel sur l'aide au paiement d'une complémentaire santé ; Annexe n°2

TABLE A1 – Double différence - Probabilité de recours

	Soins totaux	Soins de ville	Généraliste	Spécialiste	Dentiste	Pharmacie	Biologie	Hôpital (MCO)
Constante	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.00** (0.00)	0.03*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.01*** (0.00)
ALloc. adult. hand.	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)
Af. long. durée	0.09*** (0.00)	0.10*** (0.00)	0.13*** (0.00)	0.09*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.11*** (0.00)	0.13*** (0.00)	0.13*** (0.00)
Util. drt*ACS	0.04*** (0.00)	0.05*** (0.00)	0.04*** (0.00)	0.03*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.04*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.01*** (0.00)
R ²	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Adj. R ²	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Num. obs.	3019618	3019618	3019618	3019618	3019618	3019618	3019618	3019618
RMSE	0.31	0.32	0.38	0.36	0.30	0.33	0.33	0.31

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

Note : Les modèles de différence de différences sont des modèles à effets fixes individuels et temporels. Les modèles sont corrigés de la saisonnalité à l'aide de variables d'effets fixes saisonniers. Les variables de contrôle comprennent le bénéfice de l'AAH et du dispositif ALD. Ecart types entre parenthèses, corrigés de l'autocorrélation au niveau individuel.
 Champ : Bénéficiaires de l'ACS primo-recourant, au régime général et couverts par une complémentaire privée durant l'année précédant le bénéfice du dispositif.
 Source : SNDS – DCIR

TABLE A2 – Double différence - Dépense par consommant

	Soins totaux	Soins de ville	Généraliste	Spécialiste	Dentiste	Pharmacie	Biologie	Hôpital (MCO)
Constante	0.02*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.03*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	0.00 (0.00)	0.02*** (0.00)	-0.01** (0.00)	-0.01 (0.01)
ALloc. adult. hand.	-0.00** (0.00)	0.00* (0.00)	-0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00** (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00** (0.00)
Af. long. durée	0.62*** (0.01)	0.48*** (0.01)	0.19*** (0.00)	0.18*** (0.01)	-0.02 (0.02)	0.38*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.34*** (0.02)
Util. dirt*ACS	0.05*** (0.00)	0.07*** (0.00)	0.03*** (0.00)	0.04*** (0.00)	0.09*** (0.00)	0.02*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.05*** (0.01)
R ²	0.01	0.01	0.01	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00
Adj. R ²	0.01	0.01	0.01	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00
Num. obs.	2240347	2229667	1613087	829977	414369	1902253	668235	536412
RMSE	0.98	0.81	0.48	0.66	0.68	0.72	0.58	1.23

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

Note : Les modèles de différence de différences sont des modèles à effets fixes individuels et temporels. Les modèles sont corrigés de la saisonnalité à l'aide de variables d'effets fixes saisonniers. Les variables de contrôle comprennent le bénéfice de l'AAH et du dispositif ALD. Ecartés types entre parenthèses, corrigés de l'autocorrélation au niveau individuel.
 Champ : Bénéficiaires de l'ACS primo-recourant, au régime général et couverts par une complémentaire privée durant l'année précédant le bénéfice du dispositif.
 Source : SNDS – DCIR

FIGURE A2 – Pratique du tiers payant non obligatoire au régime général par profession au 2ème trimestre 2017

	TP intégral (AMO+AMC)	TP portant au moins sur la part AMO	Hors tiers payant
Dentistes	3,9 %	10,5 %	89,5 %
Généralistes	6,5 %	20,3 %	79,7 %
Spécialistes hors radiologues	17,4 %	23,9 %	76,1 %
Radiologues	40,1 %	65,2 %	34,8 %
Kinés	47,4 %	65,5 %	34,5 %
Infirmiers	75,5 %	92,4 %	7,6 %
Centres de santé	45,1 %	98,4 %	1,6 %
Laboratoires	91,2 %	98,5 %	1,5 %
Pharmacies	93,2 %	99,3 %	0,7 %
Total PS	78,4 %	87,3 %	12,7 %

Source : IGAS (2017). Évaluation de la généralisation du tiers payant. Tableau n°2.

Chapitre IV : Complementary health insurance : does the price impact the choice ?

1	Introduction	116
2	Background	117
3	Data	120
4	Empirical strategy	124
5	Results	127
6	Discussion	137
7	Conclusion	139
	Bibliography	140
	Appendix	143

1 Introduction

In France, complementary health insurance has been used to generalize the coverage, but also to regulate the minimum level that can be supplied by insurers. Such policies are motivated by the objective of ensuring equitable access to healthcare for the French population. During the same period of time, the non-coverage rate shrank from 13.5% in 1996 to 3.6% in 2019 (Pierre, 2022), and the level of the plan bought on the individual market increased between 2011 and 2016 (Adjerad et al., 2019b).

Subsidization of health insurance is a common policy tool to increase coverage rates in both developed and developing countries.¹ To be effective, such policies rely on the assumption of negative price elasticity of the demand for health insurance coverage. An extensive literature has shown this assumption to be verified in a broad range of markets and health systems (see Pendzialek et al. (2016) for a review of the literature).

However subsidies have been shown to be moderately effective in increasing the level of take-up in the United States in the context of primary health insurance (Gruber and Washington, 2005; Auerbach and Ohri, 2006; Frean et al., 2017; Finkelstein et al., 2019) and in France in the context of complementary health insurance (CHI) (Grignon and Kambia-Chopin, 2009; Guthmuller et al., 2014a; Pierre and Jusot, 2017).

Subsidizing health insurance is also expected to impact the level of plan chosen by the insured. In the US, the demand for each plan is more elastic than the demand for the coverage itself, this result is true in the context of employer-sponsored (Gruber and Washington, 2005) and means-tested subsidized markets (Saltzman, 2019). In the French CHI system, non-poor-insured have also been shown to be premium elastic (Legal, 2009). However, to my knowledge, no results exist on how price variations influence plan choice in the context of CHI in the low-income population in France.

In this paper, I investigate the price sensitivity of the demand for different CHI plans in a population of French low-income individuals. This investigation is done in the context of a means-tested subsidized market : the *Aide à la complémentaire santé (ACS)*. This market has appealing features : the number of plans is restricted, differences in coverage are well identified and the subsidy schedule offers exogenous premium variations. Basic coverage grants zero co-payments for ambulatory and inpatient care, and additional coverage options reimburse hearing aids, eyeglasses, and dental care. Therefore, I use exogenous variations in the subsidy schedule as an instrumental variable strategy to estimate the subsidy elasticity of the demand for complementary health insurance coverage for hearing aids, eyeglasses, and dental care.

The impact of subsidies level on low-income plan choice is likely to be different from the impact on higher income population as their tradeoff between consumption and health may be different

1. Subsidized health insurance programs exist in developed countries such as the United States, Switzerland, the Netherlands, France ... (see Tikkanen et al. (2020)) and developing countries such as Cambodia, China, India, Indonesia, Colombia (see Vilcu et al. (2016) or Trujillo et al. (2005)).

(Jaspersen, 2022). Moreover, the price elasticity of the demand for health insurance is sensitive to the type of insurance chosen and to the organization of the market (Pendzialek et al., 2016).² Hence, low-income french in a CHI market may react differently than low-income US citizens in a primary health insurance market.

The price sensitivity of the demand for CHI of the French low-income population is a policy-relevant parameter in two different respects. It allows anticipating any policy influencing either the level of subsidy or the level of premiums in terms of the coverage level of this population of interest. On the other hand, it determines whether insurance can be supplied through a managed health insurance market where premium sensitivity is necessary (Enthoven, 1993).

The remainder of this paper is organized as follows, Section 2 presents the french health system and the ACS program used for the analysis, section 3 presents the data and the population, section 4 describes the empirical strategy, section 5 contains the results and section 6 discusses the results before concluding the paper.

2 Background

2.1 The French health insurance system

The French universal health insurance scheme covers 78% of the total health expenditures on average, the share of public financing is greater for hospital care (92%) than for ambulatory care (66%) and certain types of healthcare services, such as dental care and eyeglasses are only poorly covered by the public scheme (Adjerad et al., 2019a). Co-payments and extra fees can be insured through the purchase of complementary health insurance (CHI). Coverage is voluntary but 95% of the population is covered either through the individual market, employer-sponsored health insurance, or through public complementary insurance programs for low-income individuals (Perronin, 2018).

The French market for complementary health insurance is divided between the individual market for those who are not employed and the collective market for those employed by a company offering collective contracts to its employees and assignee (Legal et al., 2016). Collective contracts tend to be better quality contracts and are proposed at a better price relative to the quality of coverage (Legal et al., 2016). Since 2016 and the implementation of the *Accord National Interprofessionnel (ANI)* agreement, all employers must offer coverage to their employees and have to subsidize at least 50% of the premium. The reform was expected to increase the division between both markets and have little effect on the share of the population without coverage (Pierre and Jusot, 2017).

2. The level of price elasticity of the demand for health insurance is highly dependent on the type of system : estimates range from 0 to -4. Some patterns can be extracted, the demand for primary health insurance seems to be less elastic when insurance is optional rather than mandatory. But even among systems with mandatory primary insurance, the demand appears to be less price elastic in the Netherlands compared to Germany or Switzerland. Estimates for complementary health insurance are also very different, depending on the types of services covered it ranges from -0.13 to -2.25. Such variability of the estimates according to the organization of health insurance is pledging for the necessity to produce estimates related to each system (Pendzialek et al., 2016).

Complementary health insurance ownership is an important driver of the consumption of healthcare services. It is associated with a 13% chance increase in the probability of seeing a doctor in a year (Buchmueller et al., 2004). This impact is mostly driven by improved access to ambulatory care, on the other hand, CHI is associated with a decrease in the probability of having a hospital stay and in related expenditures (Caussat and Glaude, 1993).

Chronic patients, recognized as such, benefit from the *affections de longue durée (ALD)* scheme : they are exempted from co-payment on health services considered as directly linked to the chronic disease.³ The scheme can be thought of as a form of value-based insurance as the medical procedures considered as most needed by the patient are fully reimbursed. However, ALD patients are not exempted from extra fees charged by physicians and can face high amounts of out-of-pocket expenditures (de Lagasnerie et al., 2014).

2.2 The *Aide à l'acquisition d'une complémentaire santé* scheme

The implementation of the *Aide à l'acquisition d'une complémentaire santé (ACS)* in 2004 takes place in a move of the French government to universalize complementary health insurance detention in targeting low-income households. A first step was the creation of the *Couverture Maladie Universelle Complémentaire (CMU-C)*. It is a means-tested public health insurance program granting virtually free access to a large basket of healthcare goods and services to its beneficiaries. The CMU-C eligibility threshold is set at a relatively low level (around 60% of the official poverty line), and the fate of households living above the threshold became a cause of concern.

The ACS implementation aimed to suppress the threshold effect led by the CMU-C eligibility rule in easing access to private complementary health insurance. Initially, the program was a voucher reducing the price of health insurance. Because the program failed to reach the targeted population, it was reformed several times. Expanding the eligibility to higher income levels and increasing the voucher amount⁴. In November 2019, the program finally merged with CMU-C.

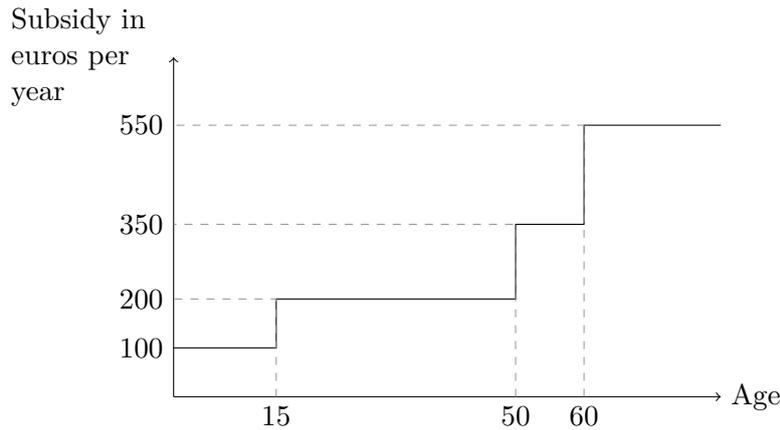
From July 2015 to November 2019, the ACS, in addition to a voucher program, is a managed competition health insurance market whose design is comparable to some ACA health insurance exchanges. Eligibility is determined according to income : between 100% and 135% of the CMU-C eligibility threshold (between 720 and 972 euros per month for a household of one in July 2015). In 2015, 1.2 million individuals took up the program for an estimated take-up rate of 36% (Fonds CMU, 2018b).

Beneficiaries receive a voucher, which amount is increasing discretely with age (see figure 1). Three discontinuities exist, at 15 the subsidy increase by 100%, at 50 by 75%, and at 60 by 57%. The level

3. The referring practitioner is charged with declaring the chronic condition of a patient for her to be exempted from co-payments.

4. Several reasons were put forward to explain this lack of efficacy of the program : too narrow eligibility rule, lack of information, administrative complexity or an out of pocket premium remaining too expensive (Guthmuller et al., 2014a,b; Grignon and Kambia-Chopin, 2009)

FIGURE 1 – The ACS subsidy design



Note : Annual subsidy received by an ACS beneficiary according to age. Household covered by the ACS receive the sum of individual subsidies determined according to the same schedule.

Source : Fonds CMU-C

of subsidy an individual receives is determined according to their age on the first of January of the year a beneficiary is notified of acceptance.

The voucher can only be spent on three different policies classified as A (low coverage), B (medium coverage), and C (high coverage). The basic contract (A) offers complete coverage for ambulatory and hospital care. In the French system, complete coverage is to be understood as 100% of the price negotiated between the mandatory health insurance and the physicians' organizations. For certain types of healthcare goods and services, this conventional price does not reflect the true market price, and patients have to pay for or insure these extra fees. The extra coverage provided by policies B and C allows insuring certain extra fees. Level B provides additional reimbursement for dental prostheses up to 225% of the conventional price and additional reimbursement for eyeglasses. Level C extends the dental prosthesis coverage to 300% and provides additional reimbursement for eyeglasses and hearing aids (see table 1).

In addition to the reimbursement provided by the ACS Policies, the ACS offers protection against extra fees : such payments cannot be billed to ACS patients unless for dental, optical, or hearing material. Moreover, french patients usually have to advance consultation fees to the practitioners and are reimbursed later. ACS also offers a direct payment feature to its beneficiaries to avoid unmet needs resulting from liquidity constraints.

In October 2017, the ACS policies have seen their quality level increasing with the implementation of a ceiling on dental prosthesis prices that can be billed to ACS recipients. Before the implementation of the ceiling, the three ACS plans were of low to medium quality in comparison with plans sold on the private individual market. Since the price ceiling implementation, the B level covers as much as the median plan on the private market, and the C level covers as much as the top private individual market plans (Fonds CMU, 2018b).

The three levels of contracts are supplied through eleven providers selected on premium require-

TABLE 1 – ACS coverage characteristics for each policy level

	A	B	C
Medical and paramedical consultations	100%	100%	100%
Hospital	100%	100%	100%
Drugs	100%	100%	100%
Biology	100%	100%	100%
Dental	125%	225%	300%
Optical (simple)	100%	100% + 100E	100% + 150E
Optical (complex)	100%	100% + 200E	100% + 350E
Hearing	100%	100%	100% + 450E (x2)

Note : Coverage characteristics according to the level of guarantee chosen. Percentage are covered percentage of the negotiated fee. Extra-fees cannot be billed for other types of care than hearing aids, eyeglasses and dental care. E is euros reimbursed on the top the negotiated fee.

Source : Fonds CMU-C

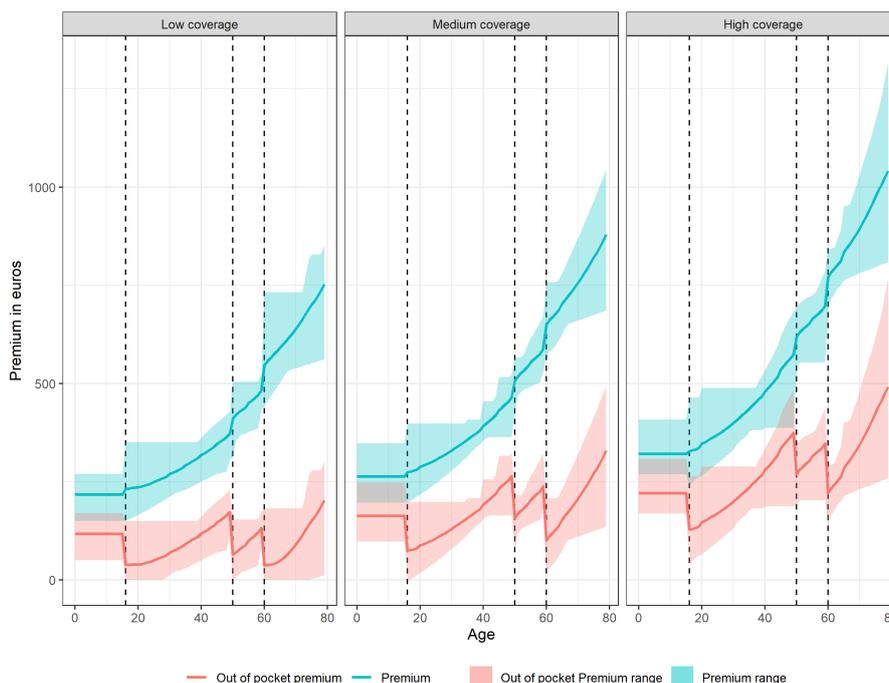
ments. Each provider has to provide each of the three levels of policies, and, for each policy, to provide at least the required coverage package. Some providers also chose to add some supplementary services such as flu shots, hydrotherapy, or contraception coverage... but the policies proposed by the different providers are very homogeneous (details about coverage heterogeneity can be found in table A2). More heterogeneity can be found in the way providers chose to price their policies, for the same product, substantial differences in premium can be found according to the provider.

Figure 2 displays the average premium per age and coverage level on the blue curve, the premium range is given by the blue area. The dotted lines represent the ages (16, 50, and 60) at which the subsidy level increases. The red line represents the average out-of-pocket premium paid by the ACS beneficiaries. The red area is the out-of-pocket range. From figure 2 the reader can notice that providers do not perfectly adjust their premiums to the subsidy variation leaving sizable discontinuities in the level of out-of-pocket premium as beneficiaries are aging : the average premium on the ACS market drops by 22.47% at age 50 and by 54.78% at age 60.

3 Data

The *Système National des Données de Santé* (SNDS) is the French administrative database gathering individual reimbursement claims from nearly the entire French population, for all covered medical goods and services together with individual characteristics such as private or public complementary health insurance coverage (Tuppin et al., 2017). The French system is of Bismarckian origin and thus several insurance schemes coexist, information completeness is not ensured for all schemes. This work uses beneficiaries from the *Régime général* (RG), the main French insurance health scheme, which

FIGURE 2 – Premium and out of pocket premium according to age and coverage level in 2015



Note : The blue curve is the average annual premium on the ACS market according to age. The blue area is the available range of premiums for each age and each level of coverage. The red curve is the average out-of-pocket premium on the ACS market. The red area is the range of out-of-pocket premium for each age and each level of coverage.

Source : Fonds CMU-C, SNDS-DCIR. ACS beneficiaries affiliated to *Régime Général* from July 2015 to December 2018.

covers the entire french population except the self-employed, the farmers, and their families (87% of the French population).

3.1 Population

The population of interest is selected as ACS first time enrolled⁵ between July 2015 and December 2018, in their 50th or 60th year at enrollment and members of the RG. From intuition, I decided to exclude the 15-year-old threshold from the analysis as it coincides with the end of childhood and the beginning of the transition to adulthood.

I selected ACS beneficiaries based on the information available in the *SNDS* : each beneficiary is recorded as such with the dates of beginning and end, level of coverage, and ACS insurance provider. Such information is only available for members of the main health insurance scheme (RG). Together with ACS coverage data, the database provides information on age, chronic disease payment exemption (known as the *Affection de longue durée* (ALD) scheme), disability allowance⁶, location, and detailed healthcare consumption.

5. In the present work "ACS first time enrolled" is defined as first time enrolled since the 2015 reform which transformed the ACS program into a subsidized managed care insurance market.

6. The disability allowance is a guaranteed income for individuals whose disability rate is greater than 80% or 50% in case labor market access difficulties. The guaranteed income is 902.7 euros per month for a household of one, which is inside the eligibility income range of the ACS.

Individual data are merged with premium data. The age of the beneficiary is sufficient information to compute the subsidy, I compute the out-of-pocket premium payment using the information on premium paid and age.

For each individual, I can identify if a contract corresponds to the initial contract chosen at the first participation in the program, or if it is a different contract chosen after the renewal. Both decisions are commonly distinguished in the literature as they usually do not exhibit the same level of price elasticity. This paper is focused on the initial health insurance decision.

Population characteristics are given in table 2. My sample consists in 51,015 individuals : 24,851 in their 50th year and 26,164 in their 60th. In each sample, the share of individuals who benefit from an augmented level of subsidy is almost evenly distributed.

Even though, beneficiaries aged 60 pay higher levels of premiums, both because they face higher premiums and choose higher-quality contracts, the average out-of-pocket premium is 18% lower than what 50 years old beneficiaries pay on average.

I gathered information on people's experience with public means-tested health insurance programs as it may influence their choice. The majority of the sample is former beneficiaries of the CMU-C program and nearly forty percent are former beneficiaries of the ACS in its older version (see 2.2 for details). Less than one out of five beneficiaries benefit from public programs for the first time.

In addition to, experience with public insurance schemes, I gathered information about healthcare utilization and expenditures on goods that matter for ACS policy choice (dental prosthesis, optical and hearing material purchase) in the last twelve months. Most individuals have no recent experience with buying dental prostheses or optical materials. The share of the sample having experience with the purchase of hearing aids is almost negligible. As expected given a low level of take-up, the proportion of chronically ill or disabled is high. Also expected given the eligibility rule, is the distribution of the population in the poorest quintiles of the French municipalities⁷.

Information about the accessibility of primary care is used as a proxy to account for the influence of healthcare supply on health insurance choices. The *Local potential accessibility (LPA)* index for 2013 is used.⁸ The index can be interpreted as a density. Regional fixed effects are also added in the analysis to account for local particularities affecting demand for health insurance.⁹

Finally, I use a set of year dummies accounting for the take-up year of the beneficiary. The implementation of the 2015 reform was followed by a communication campaign to raise knowledge about

7. The spatial deprivation index developed by Rey et al. (2009) is a practical index to take into account spatial disparities in terms socioeconomic conditions. This index combines information on household income, the share of the population who graduated from high school, unemployed, and blue-collar workers. This relatively low amount of information allows the index to be supplied at the city level and contains enough information for it to be correlated with mortality rates at the local level (Rey et al., 2009).

8. The LPA index is computed by the French Ministry of health and Irdes. Both the local demand and supply are taken into account to compute the index providing an accurate measure of potential accessibility (see Barlet et al. (2012)). GP LPA is directly provided by the authors. SP LPA is provided by specialty, averaged at the municipality level in the present work.

9. For instance, the income eligibility threshold is higher overseas compared to the mainland.

TABLE 2 – Population descriptive statistics

	Total n = 51015	Fifty n = 24851	Sixty n = 26164
Treatment status			
Un-Treated	25389 (49.8%)	12574 (50.6%)	12815 (49%)
Treated	25626 (50.2%)	12277 (49.4%)	13349 (51%)
Premium	585.553 (120.358)	516.334 (95.863)	651.299 (103.168)
Out of pocket premium	220.191 (118.184)	242.230 (108.122)	199.258 (123.414)
ACS policy			
A	9373 (18.4%)	5046 (20.3%)	4327 (16.5%)
B	18591 (36.4%)	9390 (37.8%)	9201 (35.2%)
C	23051 (45.2%)	10415 (41.9%)	12636 (48.3%)
Sex			
Men	21352 (41.9%)	10733 (43.2%)	10619 (40.6%)
Women	29663 (58.1%)	14118 (56.8%)	15545 (59.4%)
Chronic disease payment exemption			
No	24334 (47.7%)	13404 (53.9%)	10930 (41.8%)
Yes	26681 (52.3%)	11447 (46.1%)	15234 (58.2%)
Disability allowance			
No	33571 (65.8%)	16509 (66.4%)	17062 (65.2%)
Yes	17444 (34.2%)	8342 (33.6%)	9102 (34.8%)
Take up year			
2015	7870 (15.4%)	3629 (14.6%)	4241 (16.2%)
2016	22252 (43.6%)	10303 (41.5%)	11949 (45.7%)
2017	11195 (21.9%)	5871 (23.6%)	5324 (20.3%)
2018	9698 (19%)	5048 (20.3%)	4650 (17.8%)
Past experience with public programs			
ACS	20138 (39.5%)	9376 (37.7%)	10762 (41.1%)
CMU	22170 (43.5%)	11718 (47.2%)	10452 (39.9%)
NEW	8707 (17.1%)	3757 (15.1%)	4950 (18.9%)
Past dental prosthesis utilisation			
Not used	35125 (68.9%)	16426 (66.1%)	18699 (71.5%)
Used	15890 (31.1%)	8425 (33.9%)	7465 (28.5%)
Past dental prosthesis expenditures (euros*100)	1.532 (6.729)	1.677 (8.089)	1.393 (5.110)
Past optical mat. utilisation			
Not used	39319 (77.1%)	18742 (75.4%)	20577 (78.6%)
Used	11696 (22.9%)	6109 (24.6%)	5587 (21.4%)
Past optical mat. expenditures (euros*100)	0.612 (1.485)	0.609 (1.448)	0.614 (1.519)
Past hearing aids utilisation			
Not used	50543 (99.1%)	24698 (99.4%)	25845 (98.8%)
Used	472 (0.9%)	153 (0.6%)	319 (1.2%)
Past hearing aids expenditures (euros*100)	0.091 (1.468)	0.062 (1.230)	0.117 (1.661)
Healthcare accessibility			
GP accessibility (GP/100,000 inhab)	76.764 (25.143)	77.168 (24.838)	76.379 (25.425)
SP accessibility (SP/100,000 inhab)	116.225 (75.060)	117.370 (76.209)	115.137 (73.937)
Municipal deprivation index quintile			
1	4649 (9.1%)	2323 (9.3%)	2326 (8.9%)
2	7048 (13.8%)	3555 (14.3%)	3493 (13.4%)
3	9779 (19.2%)	4755 (19.1%)	5024 (19.2%)
4	10846 (21.3%)	5268 (21.2%)	5578 (21.3%)
5	14569 (28.6%)	6837 (27.5%)	7732 (29.6%)
Missing	4124 (8.1%)	2113 (8.5%)	2011 (7.7%)
Region			
Ile de France	5860 (11.5%)	2980 (12%)	2880 (11%)
Centre-val de Loire	1814 (3.6%)	881 (3.5%)	933 (3.6%)
Bourgogne-Franche-Comté	2013 (3.9%)	939 (3.8%)	1074 (4.1%)
Normandie	2935 (5.8%)	1403 (5.6%)	1532 (5.9%)
Hauts-de-France	6404 (12.6%)	2959 (11.9%)	3445 (13.2%)
Grand Est	3670 (7.2%)	1708 (6.9%)	1962 (7.5%)
Pays de la Loire	2358 (4.6%)	1189 (4.8%)	1169 (4.5%)
Bretagne	2001 (3.9%)	1008 (4.1%)	993 (3.8%)
Nouvelle-Aquitaine	4463 (8.7%)	2141 (8.6%)	2322 (8.9%)
Occitanie	5873 (11.5%)	2953 (11.9%)	2920 (11.2%)
Auvergne-Rhône-Alpes	5109 (10%)	2562 (10.3%)	2547 (9.7%)
Provence-Alpes-Côte d'Azur	4478 (8.8%)	2074 (8.3%)	2404 (9.2%)
Corse	252 (0.5%)	102 (0.4%)	150 (0.6%)
Guadeloupe	539 (1.1%)	263 (1.1%)	276 (1.1%)
Martinique	482 (0.9%)	233 (0.9%)	249 (1%)
Guyane	64 (0.1%)	31 (0.1%)	33 (0.1%)
Réunion	2102 (4.1%)	1112 (4.5%)	990 (3.8%)
Missing	598 (1.2%)	313 (1.3%)	285 (1.1%)

Note : Population distribution according to personal characteristics. Headcounts (Percentages) or Mean (SD).

Source : SNDS-DCIR. ACS beneficiaries affiliated to *Régime Général* from July 2015 to December 2018.

the program itself and the feature implemented. Moreover, if the reform took place in July 2015, the program existed since 2005 and 1,286,000 beneficiaries were members of the scheme in June 2015 (Fonds CMU, 2018a). Beneficiaries who enrolled before the reform could keep their "old-version" ACS policy until its term (12 months after its start). The higher proportion of individuals enrolling in the scheme in 2016 shown in table 2 is both the results of the communication campaign and the "old" beneficiaries transitioning to the new version of the program. As a result, part of the flow of new beneficiaries enrolling from July 2015 to July 2016 comes from the stock of beneficiaries of the old version of the program.

4 Empirical strategy

The objective of this work is to study the impact of an increase in the level of subsidization of health insurance on the plan choice of low-income individuals.

The outcome is defined as the choice of an insurance policy of level C (highest coverage level) against options B and A. Even though, the coverage offered by levels B and A differs, it appears that the real coverage gap is between coverage levels B and C (see table 1). Also as shown in table 2, contract C detains almost half of the market share.

I define the treatment variable as benefiting from an increase in the level of subsidy. This means, having been accepted into ACS during a calendar year individual i had already turned 50 on the first of January. The notification of acceptance into the program is not available for all beneficiaries in our sample, so we proxy this date with the starting date of coverage which is available for the entire sample, albeit being likely to differ from the notification date up to six months. Robustness checks regarding this issue are provided in section 5.4.

As shown in table 3, in each sub-sample, the untreated group receives a lower level of subsidies, either 200 or 350 euros per year, compared to the treated group receiving respectively 350 and 550 euros per year. The treatment consists in receiving a 75% increase in the level of subsidy at 50 and a 57.14% increase at age 60. Conversely, it consists in benefiting from a decrease of the average premiums on the market of 22.47% at 50 and 54.78% at 60.

The effect of subsidy increase on plan choice of the ACS beneficiaries can directly be estimated using linear probability models to estimate the probability to choose the highest coverage level. Indeed, the rule determining the attribution of the treatment (age) is not manipulable. I estimate the following linear probability model, for the probability to choose each level of coverage as a baseline :

$$Y_i = \alpha + \beta T_i + \delta X_i + \sum \kappa_t Year_t + \varepsilon_i \quad (1)$$

Y_i is a dichotomous variable indicating whether individual i chose the highest level of coverage. T_i is the treatment variable which takes the value 1 if individual i was 50 or 60 on the first of January

of the year she became ACS beneficiary, X_i represents a set of individual characteristics : gender, whether individual i is exempted from payments for chronic diseases, whether she benefits from a disability allowance, experience with public means-tested complementary health insurance programs, past healthcare utilization and expenditures as defined in table 2. I also control for geographical factors affecting the demand for complementary health insurance, at the municipal level with healthcare accessibility and deprivation, and at the regional level with regional fixed effects. Finally, I also include a set of year-fixed effects to control for temporal shocks.

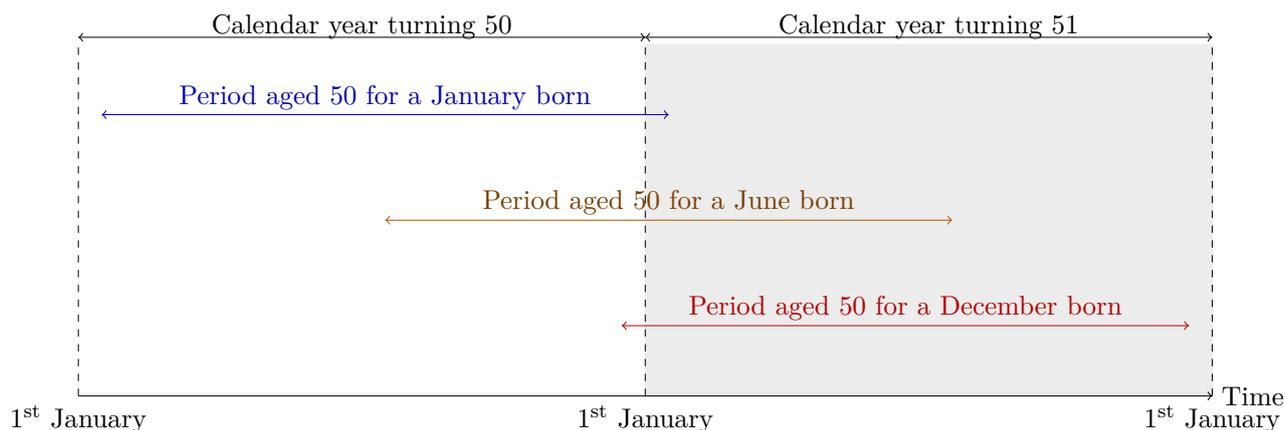
If age is not manipulable, the starting date of program participation is manipulable. If the treatment affects the probability to take up the ACS, then it is likely that any effect on plan choice directly estimated either using OLS will be biased. Existing literature on the impact of the level of subsidy on participation in complementary health insurance programs in France has shown that it is an important determinant of participation (Grignon and Kambia-Chopin, 2009). Guthmuller et al. (2014a) designed an experiment in which ACS eligibles were proposed a 62.5% to 75% percent increase in the subsidy level, such increase led to a 17% increase in the number of applications to the program and a 37% increase in the number of program participants.

Intuitively if such a selection exists according to the subsidy level, as the treatment reduces the cost of health insurance in the program, one would expect more individuals with a lower interest in complementary health insurance coverage in the treated group. In such a case, naively estimated coefficients are likely to be biased toward higher demand for lower coverage levels (i.e the β is likely to be biased toward 0). Moreover, as shown in table 3, the proportion of individuals benefiting from a Chronic disease payment exemption and a disability allowance is higher in the treatment groups. Thus, the direction of the bias remains unclear for any naive estimation if the subsidy increase has an impact on program participation¹⁰.

My identification relies on one specific rule determining the level of subsidy received by an individual : the age considered to determine the level of subsidy is the age on the first of January. Taking the case of the 50 years old discontinuity, one can benefit from the subsidy increase from the calendar year in which he turns 51. Considering only individuals in their 50th, the probability to be treated increases with the rank of the month of birth : the later an individual is born in the year, the more likely they are to benefit from the subsidy increase given that they are aged 50. Anyone applying to ACS in its 50th year has the choice to immediately apply or to wait until the first of January to benefit from the subsidy increase. However, waiting several months can be costly, if covered by a private CHI, beneficiaries have to keep paying an unsubsidized premium, if not they have to bear the financial risk of illness. The time associated with this waiting period is directly associated with the month of birth : the later a beneficiary is born in the calendar year, the shorter the waiting period until the first of

10. As no income information is available in the SNDS I am not able to check the existence of selection-related to the subsidy increase in the program.

FIGURE 3 – Treatment eligibility periods for individuals aged 50 according to month of birth



Note : An individual born on the third of January (depicted in blue), will be aged 50 between the third of January of the calendar year she turns 50 to the second of January of the calendar year she turns 51. As the treatment is awarded to individuals aged 50 on the first of January, an individual born on the third of January will have to wait almost a year to be eligible for the treatment. Whereas an individual born in December (in red) is eligible for the treatment at the latest one month after turning 50.

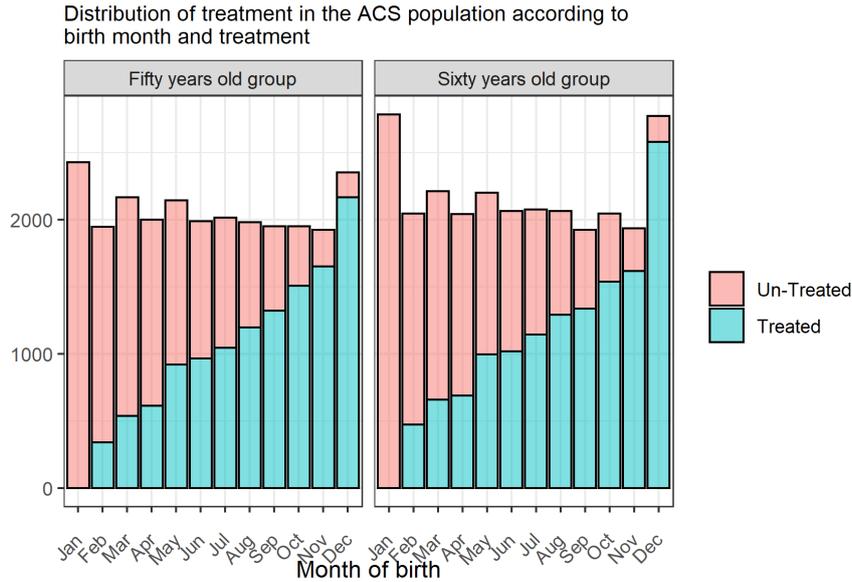
January. This idea is summarised in figure 3 in which the grey area represents the periods in which an individual is eligible for the treatment.

The direct implication of evaluating age as the age on the first of January is that it creates variability in the age, considered as the age in the number of months, at which an individual can benefit from the subsidy increase. As stated above, for individuals aged 50, the probability to be treated depends on their month of birth. For the same age, individuals can be treated or not depending on their age but also their month of birth. The month of birth of an individual appears as a natural instrument to explain an individual's treatment as it directly predicts the probability to be treated and is unlikely to be correlated with any health outcome or preference toward a higher level of coverage.

Figure 4 displays the increasing probability to be treated of ACS beneficiaries according to their month of birth in each sub-sample. Each figure represents the total headcount of beneficiaries at each birth month and separates those who benefited from the increased subsidy (treated) and those who did not (untreated). Despite being eligible younger, individuals born in January are less likely to benefit from the treatment because, as described in figure 3, the majority of days they spend aged 50 or 60 occur before the date at which their age is evaluated according to the law. Thus, the later an individual is born in the year, the more likely they are to be treated when aged precisely 50 or 60.

My instrumental variable strategy takes advantage of the fact that the treatment benefit is partly determined by the month of birth of the program participants. The relationship between the rank of the month and the probability to be treated is monotonic and almost linear as shown in figure 4. In favor of an easier interpretation of the estimated coefficient, I chose to define the instrument as a binary variable "Being born in the last six months of the year". Such a binary instrumental allows the interpretation of the β coefficient as the *local average treatment effect (LATE)* of the subsidy increase : the average treatment effect on the population who reacts to the instrument (Angrist and Pischke,

FIGURE 4 – Probability to be treated according to age in number of month and to month of birth



Note : Headcounts according to the month of birth. Color indicate the distribution of individuals who get a higher level of subsidy at each age and according to the month of birth. Treated individuals obtain an increased level of subsidy whereas un-treated obtain the baseline level for their age.

Source : SNDS-DCIR. ACS beneficiaries affiliated to Régime Général from July 2015 to December 2018.

2008).

I then estimate the following first stage equation :

$$T_i = \alpha + \gamma Z_i + \theta X_i + \sum \kappa_t Year_t + \varepsilon_i \quad (2)$$

With $Z_i = 1$ if Birth Month > 6

T_i is the treatment variable, Z_i equals 1 if individual i is born from July to December and X_i the same set of individual characteristics as included in equation 1. The second stage of the instrumental variable strategy is the same equation as 1 using the predicted values \hat{T}_i estimated from 2 :

$$Y_i = \alpha + \beta \hat{T}_i + \delta X_i + \sum \kappa_t Year_t + \varepsilon_i \quad (3)$$

5 Results

5.1 Descriptive statistics

TABLE 3 – Summary descriptive tables

	50 years old sample			Sixty years old sample		
	Un-Treated	Treated	p.overall	Un-Treated	Treated	p.overall
	N=12574	N=12277		N=12815	N=13349	
Subsidy	200 (0.00)	350 (0.00)	.	350 (0.00)	550 (0.00)	.

continued on next page

Table 3 – continued from previous page

	50 years old sample			60 years old sample		
	Un-Treated N=12574	Treated N=12277	p.overall	Un-Treated N=12815	Treated N=13349	p.overall
Premium	496 (94.4)	537 (92.7)	<0.001	624 (98.0)	678 (101)	0.000
Out of pocket premium	296 (94.4)	187 (92.7)	0.000	274 (98.0)	128 (101)	0.000
ACS policy :			<0.001			<0.001
A	2778 (22.1%)	2268 (18.5%)		2508 (19.6%)	1819 (13.6%)	
B	4854 (38.6%)	4536 (36.9%)		4432 (34.6%)	4769 (35.7%)	
C	4942 (39.3%)	5473 (44.6%)		5875 (45.8%)	6761 (50.6%)	
Sex :			0.491			0.156
Men	5458 (43.4%)	5275 (43.0%)		5258 (41.0%)	5361 (40.2%)	
Women	7116 (56.6%)	7002 (57.0%)		7557 (59.0%)	7988 (59.8%)	
Chronic disease payment exemption :			<0.001			<0.001
No	7022 (55.8%)	6382 (52.0%)		5536 (43.2%)	5394 (40.4%)	
Yes	5552 (44.2%)	5895 (48.0%)		7279 (56.8%)	7955 (59.6%)	
Disability allowance :			<0.001			0.063
No	8614 (68.5%)	7895 (64.3%)		8429 (65.8%)	8633 (64.7%)	
Yes	3960 (31.5%)	4382 (35.7%)		4386 (34.2%)	4716 (35.3%)	
Take up year :			0.000			0.000
2015	2897 (23.0%)	732 (5.96%)		3439 (26.8%)	802 (6.01%)	
2016	4086 (32.5%)	6217 (50.6%)		4259 (33.2%)	7690 (57.6%)	
2017	2986 (23.7%)	2885 (23.5%)		2699 (21.1%)	2625 (19.7%)	
2018	2605 (20.7%)	2443 (19.9%)		2418 (18.9%)	2232 (16.7%)	
Past experience with public programs :			<0.001			<0.001
ACS	4413 (35.1%)	4963 (40.4%)		4783 (37.3%)	5979 (44.8%)	
CMU	6215 (49.4%)	5503 (44.8%)		5359 (41.8%)	5093 (38.2%)	
NEW	1946 (15.5%)	1811 (14.8%)		2673 (20.9%)	2277 (17.1%)	
Past dental prosthesis util. :			0.013			0.124
Not used	8218 (65.4%)	8208 (66.9%)		9102 (71.0%)	9597 (71.9%)	
Used	4356 (34.6%)	4069 (33.1%)		3713 (29.0%)	3752 (28.1%)	
Past dental prosthesis exp.	1.71 (5.50)	1.64 (10.1)	0.490	1.44 (5.17)	1.35 (5.06)	0.173
Past optical mat. util. :			0.489			0.833
Not used	9459 (75.2%)	9283 (75.6%)		10086 (78.7%)	10491 (78.6%)	
Used	3115 (24.8%)	2994 (24.4%)		2729 (21.3%)	2858 (21.4%)	
Past optical mat. exp.	0.60 (1.43)	0.62 (1.46)	0.216	0.60 (1.49)	0.63 (1.54)	0.115
Past hearing aids util. :			0.262			0.052
Not used	12504 (99.4%)	12194 (99.3%)		12641 (98.6%)	13204 (98.9%)	
Used	70 (0.56%)	83 (0.68%)		174 (1.36%)	145 (1.09%)	
Past optical mat. exp.	0.06 (1.29)	0.06 (1.16)	0.947	0.12 (1.61)	0.11 (1.71)	0.475
GP accessibility	77.0 (24.8)	77.4 (24.8)	0.173	76.1 (25.5)	76.6 (25.4)	0.123
SP accessibility	117 (76.1)	117 (76.3)	0.885	117 (75.6)	114 (72.3)	0.001

Note : Population distribution according to personal characteristics and treatment status. Headcounts (Percentages) or Mean (SD).

P-values from student tests for continuous variables and χ^2 tests for categorical variables.

Source : SNDS-DCIR. ACS beneficiaries affiliated to *Régime Général* from july 2015 to december 2018.

Table 3 displays the characteristics of the population according to the treatment status. The average premium in the treated groups is significantly higher than in the control groups because treated individuals belong to a slightly older age category but also they chose better quality insurance policies. Moreover, this higher level of premium on average is not translated into a higher financial burden. The subsidy increases more than the level of premium and treated individuals save between 37% (at 50) and 53% (at 60) in premium compared to their untreated counterparts.

Key characteristics (concerning plan choice) also hint toward the existence of selection in the program : the proportion of individuals benefiting from a chronic disease payment exemption or a disability allowance is significantly greater in the treatment group. Indeed, people benefiting from these programs tend to be in poorer health and to have a higher healthcare expenditure level. On the other hand, as described in section 4, we would intuitively expect selection going in the other direction, with people having lower health needs in the treatment group, as we would expect higher participation of individuals with a lower interest in health insurance to enroll in the program after the subsidy increase.

If sex is usually associated with the level of healthcare utilization, it does not seem to be associated with the likelihood of having an increased level of subsidy. The same applies to past utilization and expenditures of dental prosthesis, optical, and hearing material : only past purchase of dental prosthesis at 50 seems to be associated with treatment benefit. However, chronic disease payment exemption and disability benefits, other characteristics correlated with healthcare utilization, seem to be associated with treatment benefits.

Knowledge of the program also appears to be associated with the benefit of the increased subsidy level, which seems understandable as the benefit schedule and the way to take age into account were not modified with the 2015 ACS reform. Former CMU-C beneficiaries are less likely to benefit from the subsidy increase. Indeed, CMU-C contracts last only one year and waiting until the first of January could put them without complementary coverage. Finally, beneficiaries who never benefited from the ACS nor the CMU-C are also less likely to be treated, again this can be explained by a lack of knowledge of the program. However, for the latter category, we could have expected that they could keep their private CHI for some extra month in waiting to benefit from the subsidy increase.

5.2 OLS estimation

Table 4 contains coefficients from naive linear probability models explaining the probability to choose the highest level of coverage, with and without covariates, and for each discontinuity. All models show a positive and highly significant effect of the subsidy increase on the probability to choose better quality coverage. The baseline probability of choosing the highest level of coverage is 5.5 percentage points higher for the 60 years old sample. Despite different variations in the subsidy amount at 50 and 60, the increase has a comparable effect on the probability to choose level C : respectively a 13,5%

TABLE 4 – OLS estimation results

	50 years old sample		60 years old sample	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Constant	0.393*** (0.004)	0.266*** (0.016)	0.458*** (0.004)	0.364*** (0.016)
Subsidy increase	0.053*** (0.006)	0.045*** (0.006)	0.048*** (0.006)	0.053*** (0.006)
Female (ref=Male)		0.041*** (0.006)		0.044*** (0.006)
Chronic dis. ex. (ref=No)		0.039*** (0.007)		0.030*** (0.007)
Disab. all. (ref=No)		0.068*** (0.007)		0.057*** (0.007)
Before : CMU-C (ref=ACS)		-0.033*** (0.007)		-0.041*** (0.007)
Before : private market (ref=ACS)		0.095*** (0.010)		0.087*** (0.009)
Past dental Utilization		0.019* (0.008)		0.024** (0.008)
Past dental expenditures (euros*100)		-0.000 (0.001)		0.001 (0.001)
Past optical Utilization		-0.073*** (0.010)		-0.092*** (0.012)
Past optical expenditures (euros*100)		0.033*** (0.003)		0.036*** (0.003)
Past hearing aids purchase		0.137** (0.050)		0.099** (0.034)
Past hearing aids expenditures (euros*100)		-0.000 (0.003)		-0.002 (0.002)
GP accessibility (GP/100,000 inhab)		-2.801** (0.917)		-2.689** (0.878)
GP accessibility (squared)		1.676* (0.688)		2.339*** (0.623)
SP accessibility (SP/100,000 inhab)		0.222 (1.256)		0.522 (1.229)
SP accessibility (squared)		-1.490* (0.712)		-0.545 (0.800)
Take up year : 2016 (ref=2015)		0.008 (0.010)		-0.021* (0.009)
Take up year : 2017 (ref=2015)		-0.016 (0.010)		-0.039*** (0.010)
Take up year : 2018 (ref=2015)		-0.009 (0.011)		-0.058*** (0.011)
Region FE	No	Yes	No	Yes
Mun. depriv. ind.	No	Yes	No	Yes
R ²	0.003	0.048	0.002	0.051
Adj. R ²	0.003	0.046	0.002	0.049
Num. obs.	24851	24851	26164	26164
F statistic	71.222	30.281	60.544	33.933

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

Note : Coefficients estimated using equation 1. Heteroskedasticity robust standard errors are presented in brackets.

Source : SNDS-DCIR. ACS beneficiaries affiliated to *Régime Général* from July 2015 to December 2018.

and a 10.5% increase in relative terms. Overall the addition of covariates has a small impact on the estimation of the effect of the subsidy increase but allows for an increase in the explanatory power of the analysis.

The inclusion of covariates provides additional information on the demand for complementary health insurance quality among poor individuals in France, which is of interest given the scarce literature on the topic. Univariate comparison in table 3 shows no association between treatment and sex, but being a female is all else being equal associated with a 4.1 to 4.4 percentage point increase in the demand for better dental prosthesis, optical or hearing material reimbursement. As expected, chronic disease payment exemption and disability allowance are associated with higher demand for quality, with a twice as large coefficient for disability as compared to chronic disease exemption.

Experience with the ACS program and with the CMU-C program also have a sizeable impact on the demand for the best quality contract : former CMU-C beneficiaries have a lower demand, whereas individuals coming from the private market have a higher demand by 9.7 and 8.5 percentage points. However, each of these categories is associated not only with program experience. On the first hand, as previously mentioned, ACS is associated with high levels of chronic patients and disabled beneficiaries. Former beneficiaries are more likely to have these characteristics. On the second hand, being a former member of either ACS or CMU-C ties any individual to a particular income level in the past and thus a particular experience. Finally, CMU-C members may not be used to pay an insurance premium to benefit from health insurance coverage whereas beneficiaries coming from the private market may be used to higher premiums than required in the ACS scheme.

Healthcare utilization and expenditures in the 12 months preceding the choice play in two different directions. Having paid for dental prostheses or hearing aids is strongly associated with a higher demand for better reimbursement on these categories of goods, with a very large effect on hearing aids. On the contrary, the intensive margin of health care expenditure is not associated with the demand for better reimbursements. On the other hand, past purchase of optical material is associated with lower demand for higher quality coverage and the size of this association is large : -7.3 percentage points at 50 and -9.2 points at 60. However, given that one purchased optical material, the amount spent for this purchase is associated with a higher demand for quality : between 3.3 and 3.6 percentage points per 100 euros spent. The latter fact reduces the effective size of the utilization coefficient as anyone who did purchase spectacles had to spend a positive amount of money for them, the sample average shown in table 2 being 61.2 euros.

The difference of effect between past dental prosthesis and hearing aids purchases versus past optical material purchases can be explained by the fact that the former type of purchase reveals information to the patient on his needs for this particular type of care. Whereas, beneficiaries who bought optical material in the last 12 months do not expect to need another purchase for the upcoming 12 months.

Accessibility to generalist practitioners' effect on the demand for insurance quality is U-shaped

for both age categories, but the minimum of this polynomial is included in the $[1; 2]$ interval. Given the average values of the accessibility variable shown in table 2, we can consider the effect of GP accessibility as being increasing and convex. The more accessible primary care, the higher the demand for quality coverage.

5.3 Instrumental variable estimation

Table 5 presents coefficients estimated from equation 2 without covariates in column (1) and (5) and with covariates in columns (3) and (7). Columns (2), (4), (6) and (8) represent coefficients estimated from equation 3, respectively with and without covariates.

The constant from columns (1) and (5) represent the baseline probability of benefiting from the increased subsidy irrespective of the individual's month of birth. This coefficient is, in the instrumental variable framework, the proportion of "always takers", individuals who get treated regardless of their instrument status. This proportion of "always takers" is similar at 50 (26.7%) and 60 (28.7%). In the same columns, the coefficients associated with the instrument are the effect of being born in the last 6 months rather than in the first six months of the calendar year on the probability to benefit from the increased subsidy. Again, in the instrumental variable framework, this coefficient can be interpreted as the population share who gets treated because of the instrument : the "compliers" population (Angrist and Pischke, 2008). The instrument effect on the two sub-samples is close : 0.463 at 50 and 0.455 at 60. The population of compliers is, in the IV framework, the share of the population on which the second stages estimation holds as an average treatment effect. In the present case, this parameter will hold for almost half of the samples.

Comparing columns 1 and 5 to column 3 and 7, the reader can notice that the inclusion of covariates in the first stage regressions do not affect the instrument coefficient. The last parameter of interest concerning the first stage regressions is Fisher's statistics. Its level for the four first-stage regressions presented is above the recommended standards, ensuring that the instrument is sufficiently correlated with the treatment variable (Angrist and Pischke, 2008).

The subsidy increases second stage coefficients presented in table 5 are positive and statistically significant. For the 60 years old sub-sample, the 2SLS coefficients do not differ much from the OLS coefficient presented in table 4. The difference between OLS and 2SLS coefficients at 50 is greater but remains below one percentage point. Note that the latter difference is coherent with OLS coefficients biased toward 0 following an increased ACS take-up in the treatment group. In addition, estimating the 2SLS equations with or without covariates does not affect the coefficient of interest. This, even though one could suspect that the instrument validity could only be ensured through conditioning to the covariates.

The utilization of a binary instrument to predict a binary treatment allows interpreting second stage

coefficients as the average treatment effect of the subsidy increase on the population of compliers.¹¹ The results show that a subsidy increase of 75% for poor individuals aged 50 who took up ACS increase their probability to choose the highest level of coverage by 5.5 percentage points, a 14.14% increase compared to baseline probability. At age 60, the subsidy increase is 57% and impacts the probability by 5 percentage points, 10.89% increase compared to baseline.

11. Strictly speaking, only the 2SLS coefficients estimated without covariates can be interpreted as a LATE (Angrist and Pischke, 2008). I re-estimated the 2SLS equations using Local Average Response Function (LARF) as suggested in Abadie (2003), to estimate parameter interpretable as LATE with covariates. Marginal effects at the means are reported in table A2 in the appendix and do not differ for 2SLS coefficients with covariates presented in table 5.

TABLE 5 – Main IV estimates

	50 years old sample				60 years old sample			
	FS (1)	IV (2)	FS (3)	IV (4)	FS (5)	IV (6)	FS (7)	IV (8)
Constant	0.267*** (0.004)	0.389*** (0.007)	-0.027* (0.014)	0.264*** (0.016)	0.287*** (0.004)	0.459*** (0.008)	-0.017 (0.013)	0.365*** (0.016)
Born end of year	0.463*** (0.006)		0.465*** (0.005)		0.455*** (0.006)		0.453*** (0.005)	
Subsidy increase		0.061*** (0.014)		0.055*** (0.013)		0.047*** (0.014)		0.050*** (0.013)
Female (ref=Male)			0.007 (0.005)	0.041*** (0.006)			0.013* (0.005)	0.044*** (0.006)
Chronic dis. ex. (ref=No)			0.017** (0.006)	0.038*** (0.007)			0.025*** (0.006)	0.030*** (0.007)
Disab. all. (ref=No)			0.027*** (0.006)	0.067*** (0.007)			-0.018** (0.006)	0.057*** (0.007)
Before : CMU-C (ref=ACS)			-0.040*** (0.006)	-0.033*** (0.007)			-0.045*** (0.006)	-0.041*** (0.007)
Before : private market (ref=ACS)			-0.045*** (0.008)	0.095*** (0.010)			-0.076*** (0.007)	0.086*** (0.009)
Past dental Utilization			-0.011 (0.007)	0.019** (0.007)			-0.000 (0.006)	0.024** (0.007)
Past dental expenditures			0.000 (0.001)	-0.000 (0.000)			-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
Past optical Utilization			-0.018 (0.009)	-0.073*** (0.010)			-0.023* (0.010)	-0.092*** (0.012)
Past optical expenditures			0.008** (0.003)	0.033*** (0.003)			0.010*** (0.003)	0.036*** (0.003)
Past hearing aids purchase			0.075 (0.044)	0.136** (0.050)			-0.037 (0.029)	0.099** (0.034)
Past hearing aids expenditures			-0.005 (0.003)	-0.000 (0.003)			0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)
Year FE	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
Mun. depriv. ind. FE	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
Regional FE	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
GP accessibility	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
SP accessibility	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
Fstat	6771.59		248.78		6817.37		288.54	
Wu-Hausman (p-val)		0.489		0.96		0.357		0.815
R ²	0.214	0.003	0.291	0.048	0.207	0.002	0.312	0.051
Adj. R ²	0.214	0.003	0.290	0.046	0.207	0.002	0.311	0.049
Num. obs.	24851	24851	24851	24851	26164	26164	26164	26164

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

Note : Coefficients estimated using equations 2 (columns (1), (3), (5) and (7)) and 3 (columns (2), (4), (6) and (8)). Heteroskedasticity robust standard errors are presented in brackets.

Source : SNDS-DCIR. ACS beneficiaries affiliated to *Régime Général* from July 2015 to December 2018.

5.4 Robustness checks

The results section shows that the coefficient of interest remains stable across the different estimation methods, OLS, 2SLS, and Local Average Response Function (LARF), and is not very sensible to the inclusion or exclusion of covariates. The present section shows the tests assessing the robustness of the results to other specifications and estimation strategies as well as mismeasurement issues of the treatment variable and instrument.

Robustness to other estimation methods and specifications

The ACS program offers its beneficiaries the choice between three plans, ordered in terms of generosity of each plan as $A < B < C$. The outcome variable is an ordered categorical variable that I chose to transform into a binary variable representing the choice of plan level C against the two other options. This choice allows me to simplify the analysis allowing me to compute a single parameter per sample. In order to show check whether this simplification is detrimental to the analysis or not, results from two ordered probit regression are reported in table A3, column (1) shows the effect at 50, and column (2) shows the effect at 60. Associated average marginal effect for each plan level are shown in table A4 and table A5. The probability to choose each plan level is significantly impacted by the subsidy increase at 50 and 60. The probability to choose the two lowest plan levels decreases when the subsidy level increases, whereas the probability to choose the highest level of coverage does increase. The average marginal effect of the subsidy increase implies an increase of 0.04 percentage points in the probability of choosing plan C. It is close to the marginal effects computed by the OLS regression at 50 in table 4, column (2). At 60, the average marginal effect for the ordered probit is higher than the OLS marginal effect but remains of the same sign and magnitude.

The instrument chosen to estimate the causal impact of the subsidy increase is the rank of the month of birth. As explained in section 4, I chose use a binary version of the instrument in order to be able to estimate the *LATE* parameter directly from a *2SLS* estimation. This simplification does not use all the variations existing in the data. Table A6 shows the coefficients estimated from equation 3 but with values of \hat{T}_i estimated in a replication of equation 3 with the instrument Z_i taking integer values from 1 to 12 and corresponding to the birth month rank of individual i . Comparing results with the discrete instrument (table A6) and with the instrument used in its binary form (table 5) shows only minor differences in the results using the binary or discrete form of the instrument.

Tables A7, A8, A9 and A10 display the coefficients estimated from bivariate probit specifications. These coefficients, together with the average treatment effect shown in table A12 are consistent with the effect estimated using both the OLS and 2SLS specifications. The results from the linear models presented as main results are not affected by the choice of a linear estimator.

Robustness to mis-measurement issues

The administrative nature of the data induces measurement issues impacting the two main variables of the analysis.

First, the amount of subsidy received by each beneficiary is computed according to the date his ACS right is notified which can differ from the starting date of coverage I use to define treatment status. After receiving their notification of acceptance into the ACS, beneficiaries have 6 months order to choose an insurer to subscribe to a policy.

For 69.29% of the 50 years old sample and 60.46% of the 60 years old sample, I can correct the date used in order to compute the treatment status¹². The characteristics of the date-corrected and date un-corrected population are shown in table A13. The matched population is less likely to be treated, to choose the highest level of coverage, to be a chronic patient, to be disabled, to be a former ACS beneficiary, and to have used healthcare in the preceding twelve months. On the other hand, the date-corrected population is more likely to have joined the program in 2017 or 2018.

Table A14 shows estimation results computed exactly as in table 5 on the status-corrected beneficiaries population in columns 1 and 2 for the aged 50 and in column 5 and 6 for the aged 60. The remaining columns show 2SLS results on the matched population after recalculating the treatment variable.

Comparing columns (1) versus (3) and (5) versus (7), and re-computing the treatment varies according to the right notification increases the predictive power of the instrument on the probability to be treated. Comparing (2) versus (4), the 2SLS estimate of the subsidy increases the probability to choose the highest coverage level, the coefficients drop from 4.7 percentage points to 3.6 after re-defining treatment, but the coefficient remains positive and significant with a confidence level of one percent. The same robustness check on the 60 years old sub-sample (columns (6) and (8)) shows the exact same coefficients after redefining the treatment variable.

Second, as shown in figure 4, the distribution of the population according to the month of birth is in line with the official birth statistics over the period of the birth of the population (years 1965 to 1968) for months from February to November (Insee, 2021). But January and December seem to be over-represented in both samples and this distribution. This raises concern about the correctness of the birth month variable¹³.

Results' validity can be addressed in re-estimating equations 2 and 3 in a 2SLS procedure, excluding observations whose birth month is January or December. Results are available in table A15, the

12. Figure A1 shows the proportion of beneficiaries whose treatment date is corrected without an ACS policy from 0 to 6 months after the notification of acceptance. Three months after the notification, almost 25% of beneficiaries remain without a contract and the proportion drops below 10% only after 5 months. Using the starting date of coverage to define the treatment status of the beneficiaries is then likely to bias the estimation.

13. This over-representation of individuals born in January or December is explained by administrative reasons. Naturalized French-born in countries where the exact birth date is not available on official documents is being given January the first or thirty first of December as a birth date.

instrument impact on the treatment probability is lowered compared to the main results in table 5, but the coefficients remain positive and statistically significant just as the Fisher’s statistic remains above thresholds commonly used to assess instrument relevance. On the other hand, the impact of the subsidy increase also jumps to 6.1 percentage points at 50 and to 7.8 percentage points at 60 and remains significant with high levels of confidence.

6 Discussion

The following section summarizes the arguments presented in order to ensure the internal validity of the estimation. It is then followed by a discussion addressing the external validity regarding the ACS population and the French individual complementary health insurance market.

6.1 Internal validity

The first element to discuss concerning the internal validity of the analysis is the exogeneity between the instrument, being born in the last 6 months of the calendar year, and potential outcomes : the probability to choose the highest level of coverage. The definition of the instrument induces a small age difference between treatment groups, according to instrument status : individuals having $Z_i = 1$ may be a few months older than those having $Z_i = 0$. At age fifty or sixty it is unlikely that a difference of a couple of months induces health differences large enough to translate into higher demand for health insurance.

The main threat to this exogeneity condition could arise if beneficiaries with particular characteristics take up the program at particular time periods. For example, former ACS beneficiaries who were part of the program before the July 2015 reform are more likely to take up the program either in 2015 or 2016. The inclusion of "take up year" fixed effects allows to control for these effects and ensures that the instrument exogeneity is at least valid conditional on the covariates.

Tables A17 and A18 column (2) shows the compliers’ characteristics among which birth month. It is interesting to note that the proportion of compliers increases toward the beginning and the end of the year. This distribution of the months of the birth of the compliers supports the instrument mechanism description provided in section 4. The longer one has to wait to take up ACS, the less likely they are to benefit from the instrument, i.e. to be a complier if born in the first 6 months of the calendar year. On the other hand, the less costly it is, the more likely an individual is to be treated, i.e. to be a complier if born between July and December.

The second condition to validate the analysis is the strength of the instrument. As stated, Fisher’s statistics of the first stage regressions are all above the recommended standards to ensure the instrument isn’t weak.

Section 5.4 describes two measurement issues affecting key variable. Results presented in tables

A14 and A15, show that if these issues appear to bias our estimation, the results remain positive, significant and do not differ from our main results (table 5) by a lot. The true parameter is then likely to be close to the main results presented in this analysis.

The last element of discussion regarding the internal validity of this work is the interpretation of the parameters as a LATE. Following Angrist and Pischke (2008), the utilization of a binary instrument to predict a binary treatment allows interpreting the 2SLS coefficients without covariates as desired. The similarity of the 2SLS with covariates and LARF results (table A2) allows us to interpret the former coefficients as the LATE as well.

6.2 External validity regarding ACS program

The subsidy sensitivity measure proposed in the present paper is local with regards to several aspects : the IV strategy is an estimate on the population reacting to the instrument, subsidy variations intervene at specific ages and we only study the initial coverage choice in this market. In order to assess the external validity of the estimates to the subsidy sensitivity of the ACS population, we need to discuss each of these aspects.

Whether instrument compliers share common characteristics with the rest of the sample, is the first question to answer in order to know the extent to which the LATEs can be generalized to the 50 years old and 60 years old ACS beneficiaries. First, compliers represent 46.3% of the sample at 50 and 45.5% at 60, which means that almost half of the population reacts to the instrument, the rest of the sample is nearly evenly shared between always takers and never takers as shown in table A16. Univariate descriptive statistics of compliers, always takers and never takers are shown in table A17 and A18. The always-takers characteristics seem to be in line with the characteristics of patients with a higher preference for insurance : more often women, chronic patients, and disabled. However, always takers do not seem to have higher past utilization of healthcare. Whereas the never-takers' characteristics show the reverse picture, they do not exhibit characteristics translating to higher preference for insurance, but do have higher past utilization levels for healthcare. Overall, the characteristics of the compliers population stick to the sample distribution, which can be expected as they represent the bigger group. I still note some deviations : they are less likely to be women, chronic patients, and disabled.

The second question is whether the subsidy sensitivity at 50 and 60 can be generalized to the entire ACS population ? First, as noted in the literature, the price elasticity of demand for insurance decreases with age (Pendzialek et al., 2016). However, the age categories 50-59 and 60-69 are the two most important categories, after excluding the under 15 years old category, in the ACS population (Fonds CMU, 2018b). Thus, if the results of the present study cannot be generalized to the rest of the ACS population, it matters for the most represented age categories in the population, accounting for more than a third of the total ACS population.

Restricting the analysis to the initial choice on the market is likely to increase the subsidy sensitivity

as consumer inertia is likely to reduce insured price sensitivity. However, in the ACS context, the narrow eligibility income bandwidth induces turnover of 40% of the population each year (Fonds CMU, 2018b). A non-negligible share of the ACS population is then required to actively choose a policy each year.

7 Conclusion

In this paper, I show that a 75% increase in the level of a subsidy dedicated to the purchase of health insurance, translated into a 22.47% decrease in the average premium, and beneficiaries of the ACS aged 50 increase their demand for high-quality coverage by 14.14%. The associated premium arc elasticity is -0.52, meaning that a 10% increase in the premium level would decrease high coverage demand by 5% at this age. Beneficiaries aged 60 who experience a 57% increase in their subsidy level, translated into a 54.78% decrease in average premium, increase their demand by 10,89%. The associated premium arc elasticities are -0.24. Given the size of the subsidy variation, arc elasticity is of lower magnitude than health insurance demand price elasticity published in the literature (Pendzialek et al., 2016).

The policy recommendation stemming from these results is to consider the premium effects of future regulations affecting the complementary health insurance market. Policies resulting in an increase in the premium level could have unintended effects in terms of under-insurance among the insured population.

Bibliographie

- Alberto Abadie. Semiparametric instrumental variable estimation of treatment response models. *Journal of econometrics*, 113(2) :231–263, 2003. Publisher : Elsevier.
- Raphaële Adjerad, Alice Bergonzoni, Bénédicte Boisguérin, Julia Cuvilliez, Athémane Dahmouh, Thibaut Faroux, Carine Ferretti, Jean-Cyprien Héam, Khadija Jabri, Myriam Mikou, and others. Les dépenses de santé en 2018. Résultats des comptes de la santé : édition 2019. 2019a. Publisher : Drees.
- Raphaële Adjerad, Kristel Jacquier, Aude Lapinte, Emmanuel L’Hour, Romain Loiseau, Alexis Montaut, Marc Perronnin, Catherine Pollak, and Xavier Reif. La complémentaire santé. Acteurs, bénéficiaires, garanties : édition 2019. 2019b.
- Weihua An and Xuefu Wang. LARF : instrumental variable estimation of causal effects through local average response functions. *Journal of Statistical Software*, 71(1) :1–13, 2016.
- Joshua D Angrist and Jörn-Steffen Pischke. *Mostly harmless econometrics*. Princeton university press, 2008.
- David Auerbach and Sabina Ohri. Price and the demand for nongroup health insurance. *INQUIRY : The Journal of Health Care Organization, Provision, and Financing*, 43(2) :122–134, 2006.
- M. Barlet, Magali Coldefy, Clémentine Collin, and Véronique Lucas-Gabrielli. Local Potential Accessibility (LPA) : A new measure of accessibility to Private General Practitioners. *Questions d’économie de la Santé : Institut de recherche et documentation en économie de la santé*, pages 1–4, 2012.
- Thomas C. Buchmueller, Agnès Couffinhal, Michel Grignon, and Marc Perronnin. Access to physician services : does supplemental insurance matter? Evidence from France. *Health economics*, 13(7) : 669–687, 2004. ISSN 1099-1050.
- Laurent Caussat and Michel Glaude. Dépenses médicales et couverture sociale. *Economie et statistique*, 265(1) :31–43, 1993.
- Grégoire de Lagasnerie, Florence Jusot, Jérôme Wittwer, Pauline Ricci-Renaud, Christelle Gastaldi-Menager, Marjorie Mazars, Sébastien Rivière, Anne Fagot-Campagna, Claude Gissot, and Dominique Polton. Une analyse longitudinale (2008-2013) du reste à charge des ménages après remboursement par l’Assurance maladie obligatoire. *Les dépenses de santé en 2014*, pages 141–169, 2014.
- Alain C. Enthoven. The History and Principles of Managed Competition. *Health Affairs*, 12(suppl 1) :24–48, January 1993. ISSN 0278-2715, 1544-5208. doi : 10.1377/hlthaff.12.Suppl_1.24.

- Amy Finkelstein, Nathaniel Hendren, and Mark Shepard. Subsidizing health insurance for low-income adults : Evidence from Massachusetts. *American Economic Review*, 109(4) :1530–67, 2019.
- Fonds CMU. Rapport d’activité 2017. Technical report, 2018a.
- Fonds CMU. Rapport annuel sur l’aide au paiement d’une complémentaire santé. Technical report, 2018b.
- Molly Freen, Jonathan Gruber, and Benjamin D Sommers. Premium subsidies, the mandate, and medicaid expansion : Coverage effects of the affordable care act. *Journal of Health Economics*, 53 : 72–86, 2017.
- Michel Grignon and Bidénam Kambia-Chopin. Income and the Demand for Complementary Health Insurance in France. page 32, 2009.
- Jonathan Gruber and Ebonya Washington. Subsidies to employee health insurance premiums and the health insurance market. *Journal of Health Economics*, 24(2) :253–276, 2005.
- S. Guthmuller, F. Jusot, and J. Wittwer. Improving Takeup of Health Insurance Program A Social Experiment in France ;. *Journal of Human Resources*, 49(1) :167–194, 2014a.
- Sophie Guthmuller, Florence Jusot, Thomas Renaud, and Jérôme Wittwer. 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, 2014b. ISSN 0988-6982.
- Insee. Démographie - Nombre de naissances vivantes - France métropolitaine. 2021. type : dataset.
- Johannes G Jaspersen. When full insurance may not be optimal : The case of restricted substitution. *Health Economics*, 2022.
- Renaud Legal. 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, March 2009. ISSN 0035-2764.
- Renaud Legal, Catherine Pollak, Julie Solard, Véronique Batto, Aude Leduc, Alexis Louvel, Alexis Montaut, Aurélie Pierre, and Vincent Le Palud. La complémentaire santé Acteurs, bénéficiaires, garanties – édition 2016. Technical report, Direction de la recherche, des études, de l’évaluation et des statistiques, 2016.
- Moritz Marbach and Dominik Hangartner. Profiling compliers and noncompliers for instrumental-variable analysis. *Political Analysis*, 28(3) :435–444, 2020.

- Jonas B. Pendzialek, Dusan Simic, and Stephanie Stock. Differences in price elasticities of demand for health insurance : a systematic review. *The European Journal of Health Economics*, 17(1) :5–21, January 2016. ISSN 1618-7598, 1618-7601. doi : 10.1007/s10198-014-0650-0.
- M. Perronnin. La complémentaire santé en 2014 : 5 % de non-couverts et 12 % parmi les 20 % les plus pauvres. *Questions D'économie De La Santé (Irdes)*, (229) :1–6, 2018. ISSN 1283-4769.
- Aurélié Pierre. 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, May 2022. ISSN 1283-4769.
- Aurélié Pierre and Florence Jusot. The likely effects of employer-mandated complementary health insurance on health coverage in France. *Health Policy*, 121(3) :321–328, March 2017. ISSN 01688510. doi : 10.1016/j.healthpol.2016.12.004.
- Grégoire Rey, Eric Jouglu, Anne Fouillet, and Denis Hémon. Ecological association between a deprivation index and mortality in France over the period 1997 – 2001 : variations with spatial scale, degree of urbanicity, age, gender and cause of death. *BMC Public Health*, 9(1), December 2009. ISSN 1471-2458. doi : 10.1186/1471-2458-9-33.
- Evan Saltzman. Demand for health insurance : Evidence from the california and washington aca exchanges. *Journal of Health Economics*, 63 :197–222, 2019.
- Roosa Tikkanen, Robin Osborn, Elias Mossialos, Ana Djordjevic, and George Wharton. International profiles of health care systems. *The Commonwealth Fund*, 2020.
- Antonio J Trujillo, Jorge E Portillo, and John A Vernon. The impact of subsidized health insurance for the poor : evaluating the colombian experience using propensity score matching. *International journal of health care finance and economics*, 5(3) :211–239, 2005.
- P. Tuppin, J. Rudant, P. Constantinou, C. Gastaldi-Ménager, A. Rachas, L. de Roquefeuil, G. Maura, H. Caillol, A. Tajahmady, J. Coste, C. Gissot, A. Weill, and A. Fagot-Campagna. Value of a national administrative database to guide public decisions : From the système national d'information interrégimes de l'Assurance Maladie (SNIIRAM) to the système national des données de santé (SNDS) in France. *Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique*, 65 :S149–S167, October 2017. ISSN 03987620. doi : 10.1016/j.respe.2017.05.004.
- Ileana Vilcu, Lilli Probst, Bayarsaikhan Dorjsuren, and Inke Mathauer. Subsidized health insurance coverage of people in the informal sector and vulnerable population groups : trends in institutional design in asia. *International Journal for Equity in Health*, 15(1) :1–29, 2016.

Appendix

TABLE A1 – Coverage quality heterogeneity, market share and price indices for each provider

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Adult night for child hospital admission					✓ (B&C)						
Flu shot						✓		✓			
15% drugs						✓		✓			
Hydrotherapy						✓		✓			
Assistance service						✓					
Contraception (50%)									✓		
Dental prevention (30E\year)									✓		
Third child gratuity		✓									
Market share (%) A	7.91	9.37	41.72	13.54	3.42	7.98	0.99	5.25	4.94	4.11	0.74
Market share (%) B	8.27	8.84	43.52	12.32	2.49	6.36	1.53	7.05	5.09	3.90	0.59
Market share (%) C	10.75	9.29	29.99	10.47	3.05	8.5	5.01	5.96	4.90	11.69	0.38
Price index A	0.38	0.56	0.46	0.55	0.48	0.16	0.76	0.09	0.60	0.83	0.64
Price index B	0.38	0.44	0.59	0.39	0.47	0.18	0.42	0.15	0.56	0.65	0.82
Price index C	0.32	0.50	0.63	0.43	0.37	0.23	0.23	0.52	0.56	0.54	0.83

Insurer names : 1 : ASACS, 2 : Assureurs Complémentaires Solidaires, 3 : Accès santé, 4 : Couleurs Mutuelles 5 : Atout Cœur Santé, 6 : Complémentaire Santé Solidaire, 7 : Klésia, 7 : MTRL, 9 : Oui santé, 10 : Proxime sanré, 11 : Mutuelle Saint Martin

Price index : $\sum_{a=1}^{100} \frac{P_{a,c} - P_{min,a,c}}{P_{max,a,c} - P_{min,a,c}} * \frac{n_a}{N}$ with $a \in [1; 100]$ and $c \in (A, B, C)$

Note : Price index would be equal to 0 for a plan which would be the least expensive of its level for all ages from 0 to 100. On the other hand it would be equal to 1 for the most expensive plan for all ages.

Source : Fonds CMU-C, and SNDS-DCIR. ACS beneficiaries affiliated to *Régime Général* from July 2015 to December 2018.

TABLE A2 – Marginal effects at the means estimated with local average response function

	Fifty years old sample		Sixty years old sample	
	MEM (1)	p-value (2)	MEM (3)	p-value (4)
Treatment	0.057	0.000	0.053	0.000
Constant	-0.271	0.000	-0.124	0.001
Woman	0.035	0.013	0.042	0.004
Disability allowance	0.057	0.001	0.061	0.000
Chronic dis. pay. exemp.	0.064	0.000	0.033	0.032
Past healthcare utilisation and expenditures :				
Dental prost. util.	0.012	0.474	-0.024	0.174
Dental prost. exp.	0.001	0.376	0.003	0.068
optical mat. util.	-0.080	0.001	-0.149	0.000
optical mat. exp.	0.038	0.000	0.052	0.000
Hearing aids util.	0.053	0.632	0.111	0.154
Hearing aids exp.	0.005	0.376	-0.009	0.334
Past experience with public programs :				
CMU (ref = ACS)	-0.042	0.007	-0.034	0.035
NEW (ref = ACS)	0.095	0.000	0.072	0.000
Take up year :				
2016 (ref = 2015)	-0.011	0.644	-0.023	0.354
2017 (ref = 2015)	-0.046	0.053	-0.016	0.546
2018 (ref = 2015)	-0.033	0.186	-0.071	0.006
Municipal deprivation index quintile :				
Missing (ref = 1)	0.017	0.869	-0.043	0.672
2 (ref = 1)	0.019	0.547	-0.059	0.060
3 (ref = 1)	-0.003	0.911	-0.020	0.483
4 (ref = 1)	0.056	0.061	-0.024	0.405
5 (ref = 1)	0.021	0.478	-0.045	0.101
Healthcare accessibility :				
GP accessibility	-2.466	0.084	-2.397	0.113
GP accessibility squared	1.578	0.120	2.333	0.081
SP accessibility	-0.510	0.803	-1.658	0.413
SP accessibility squared	-0.378	0.724	0.770	0.602
Region :				
Centre-val de Loire (ref= Ile de France)	0.102	0.025	-0.005	0.910
Bourgogne-Franche-Comté (ref= Ile de France)	0.112	0.006	0.117	0.003
Normandie (ref= Ile de France)	-0.007	0.869	-0.023	0.548
Hauts-de-France (ref= Ile de France)	0.111	0.000	0.156	0.000
Grand Est (ref= Ile de France)	0.201	0.000	0.168	0.000
Pays de la Loire (ref= Ile de France)	-0.016	0.675	-0.011	0.795
Bretagne (ref= Ile de France)	-0.061	0.151	-0.013	0.782
Nouvelle-Aquitaine (ref= Ile de France)	0.088	0.006	0.104	0.001
Occitanie (ref= Ile de France)	0.113	0.001	0.080	0.022
Auvergne-Rhône-Alpes (ref= Ile de France)	0.081	0.007	0.036	0.256
Provence-Alpes-Côte d'Azur (ref= Ile de France)	0.024	0.543	-0.000	0.997
Corse (ref= Ile de France)	-0.119	0.255	-0.095	0.275
Guadeloupe (ref= Ile de France)	0.264	0.027	0.180	0.119
Martinique (ref= Ile de France)	0.376	0.000	0.208	0.071
Guyane (ref= Ile de France)	0.241	0.226	0.109	0.581
Réunion (ref= Ile de France)	0.282	0.008	0.397	0.000
Missing (ref= Ile de France)	0.080	0.531	0.190	0.082

Note : Coefficients estimated using equations 3 (columns (1), and (3)) and associated p-values (columns (2) and (4)) using the LARF methodology proposed by Abadie (2003) and its software implementation by An and Wang (2016). Pseudo weights estimated using a probit model and LARF estimation is performed using the weighted least square method.

Source : SNDS-DCIR. ACS beneficiaries affiliated to *Régime Général* from July 2015 to December 2018.

TABLE A3 – Ordered probit coefficients

	50 years old (1)	60 years old (2)
Subsidy increase	0.12*** (0.01)	0.18*** (0.02)
Female (ref=Male)	0.11*** (0.01)	0.12*** (0.01)
Chronic dis. ex. (ref=No)	0.09*** (0.02)	0.08*** (0.02)
Disab. all. (ref=No)	0.16*** (0.02)	0.13*** (0.02)
Before : CMU-C (ref=ACS)	-0.08*** (0.02)	-0.10*** (0.02)
Before : private market (ref=ACS)	0.24*** (0.02)	0.22*** (0.02)
Past dental Utilization	0.03 (0.02)	0.05* (0.02)
Past dental expenditures	-0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
Past optical Utilization	-0.19*** (0.03)	-0.22*** (0.03)
Past optical expenditures	0.09*** (0.01)	0.09*** (0.01)
Past hearing aids purchase	0.30* (0.13)	0.20* (0.09)
Past hearing aids expenditures	0.00 (0.01)	-0.00 (0.01)
A B threshold	-0.54*** (0.04)	-0.73*** (0.04)
B C threshold	0.53*** (0.04)	0.32*** (0.04)
Year FE	Yes	Yes
Mun. depriv. ind. FE	Yes	Yes
Regional FE	Yes	Yes
GP accessibilty	Yes	Yes
SP accessibilty	Yes	Yes
AIC	51260.88	51797.88
BIC	51593.82	52132.94
Log Likelihood	-25589.44	-25857.94
Deviance	51178.88	51715.88
Num. obs.	24851	26164

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

Source : SNDS-DCIR. ACS beneficiaries affiliated to *Régime Général* from july 2015 to december 2018.

TABLE A4 – Ordered probit average marginal effects - 50 years old

	Plan A		Plan B		Plan C	
	AME	p-value	AME	p-value	AME	p-value
Subsidy increase	-0.03	0.00	-0.01	0.00	0.04	0.00
Female (ref=Male)	-0.03	0.00	-0.01	0.00	0.04	0.00
Chronic dis. ex. (ref=No)	-0.02	0.00	-0.01	0.00	0.03	0.00
Disab. all (ref=No)	-0.04	0.00	-0.02	0.00	0.06	0.00
Before : CMU-C (ref=ACS)	0.02	0.00	0.01	0.00	-0.03	0.00
Before : private market (ref=ACS)	-0.06	0.00	-0.03	0.00	0.10	0.00
Past dental util.	-0.01	0.12	-0.00	0.12	0.01	0.12
Past dental exp.	0.00	0.59	0.00	0.59	-0.00	0.59
Past optical util.	0.05	0.00	0.02	0.00	-0.07	0.00
Past optical exp.	-0.02	0.00	-0.01	0.00	0.03	0.00
Past hearing aids util.	-0.07	0.01	-0.05	0.06	0.12	0.02
Past hearing aids exp.	-0.00	0.96	-0.00	0.96	0.00	0.96

Source : SNDS-DCIR. ACS beneficiaries affiliated to *Régime Général* from july 2015 to december 2018.

TABLE A5 – Ordered probit average marginal effects - 60 years old

	Plan A		Plan B		Plan C	
	AME	p-value	AME	p-value	AME	p-value
Subsidy increase	-0.04	0.00	-0.03	0.00	0.07	0.00
Female (ref=Male)	-0.03	0.00	-0.02	0.00	0.05	0.00
Chronic dis. ex. (ref=No)	-0.02	0.00	-0.01	0.00	0.03	0.00
Disab. all (ref=No)	-0.03	0.00	-0.02	0.00	0.05	0.00
Before : CMU-C (ref=ACS)	0.02	0.00	0.02	0.00	-0.04	0.00
Before : private market (ref=ACS)	-0.05	0.00	-0.04	0.00	0.09	0.00
Past dental util.	-0.01	0.01	-0.01	0.01	0.02	0.01
Past dental exp.	-0.00	0.51	-0.00	0.51	0.00	0.51
Past optical util.	0.06	0.00	0.03	0.00	-0.09	0.00
Past optical exp.	-0.02	0.00	-0.01	0.00	0.04	0.00
Past hearing aids util.	-0.04	0.01	-0.04	0.04	0.08	0.02
Past hearing aids exp.	0.00	0.66	0.00	0.66	-0.00	0.66

Source : SNDS-DCIR. ACS beneficiaries affiliated to *Régime Général* from july 2015 to december 2018.

TABLE A6 – IV estimates - continuous instrument

	50 y.o. discount		60 y.o. discount	
	FS	IV	FS	IV
Constant	0.267*** (0.004)	0.391*** (0.006)	0.287*** (0.004)	0.460*** (0.007)
Birth month rank	0.463*** (0.006)		0.455*** (0.006)	
Subsidy increase		0.058*** (0.011)		0.044*** (0.011)
Female (ref=Male)		0.007 (0.005)		0.013* (0.005)
Chronic dis. ex. (ref=No)		0.017** (0.006)		0.025*** (0.006)
Disab. all. (ref=No)		0.027*** (0.006)		-0.018** (0.006)
Before : CMU-C (ref=ACS)		-0.040*** (0.006)		-0.045*** (0.006)
Before : private market (ref=ACS)		-0.045*** (0.008)		-0.076*** (0.009)
Past dental util.		-0.011 (0.007)		-0.000 (0.006)
Past dental exp.		0.000 (0.001)		-0.001 (0.001)
Past optical util.		-0.018 (0.009)		-0.023* (0.010)
Past optical exp.		0.008** (0.003)		0.010*** (0.003)
Past hearing aids purchase		0.075 (0.044)		-0.037 (0.029)
Past hearing aids exp.		-0.005 (0.003)		-0.001 (0.002)
Year FE	No	No	No	Yes
Mun. depriv. ind. FE	No	Yes	No	Yes
Regional FE	No	Yes	No	Yes
GP accessibility	No	Yes	No	Yes
SP accessibility	No	Yes	No	Yes
Fstat	6771.59	248.78	6817.37	288.54
Wu-Hausman (p-val)		0.607		0.389
R ²	0.214	0.291	0.207	0.312
Adj. R ²	0.214	0.290	0.207	0.311
Num. obs.	24851	24851	26164	26164

***p < 0.001 ; **p < 0.01 ; *p < 0.05

Source : SNDS-DCIR. ACS beneficiaries affiliated to Régime Général from july 2015 to december 2018.

TABLE A7 – Coefficients from bivariate probit estimation at age 50 - first equation

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	-1.76	0.05	-34.58	0.00
Born end of year	1.38	0.02	75.04	0.00
Female (ref=Male)	0.02	0.02	1.21	0.23
Chronic dis. ex. (ref=No)	0.06	0.02	2.83	0.00
Disab. all (ref=No)	0.09	0.02	4.22	0.00
Before : CMU-C (ref=ACS)	-0.13	0.02	-6.60	0.00
Before : private market (ref=ACS)	-0.15	0.03	-5.51	0.00
Past dental util.	-0.03	0.02	-1.71	0.09
Past dental exp.	-0.00	0.00	-0.05	0.96
Past optical util.	-0.06	0.03	-2.02	0.04
Past optical exp.	0.03	0.01	2.88	0.00
Past hearing aids util.	0.26	0.15	1.74	0.08
Past hearing aids exp.	-0.02	0.01	-1.63	0.10

Source : SNDS-DCIR. ACS beneficiaries affiliated to *Régime Général* from july 2015 to december 2018.

TABLE A8 – Coefficients from bivariate probit estimation at age 50 - second equation

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	-0.62	0.04	-14.22	0.00
Subsidy increase	0.15	0.03	4.48	0.00
Female (ref=Male)	0.11	0.02	6.57	0.00
Chronic dis. ex. (ref=No)	0.10	0.02	5.47	0.00
Disab. all (ref=No)	0.18	0.02	9.03	0.00
Before : CMU-C (ref=ACS)	-0.09	0.02	-4.71	0.00
Before : private market (ref=ACS)	0.25	0.03	9.92	0.00
Past dental util.	0.05	0.02	2.82	0.00
Past dental exp.	-0.00	0.00	-0.32	0.75
Past optical util.	-0.20	0.03	-6.82	0.00
Past optical exp.	0.09	0.01	10.30	0.00
Past hearing aids util.	0.35	0.14	2.58	0.01
Past hearing aids exp.	-0.00	0.01	-0.03	0.98

Source : SNDS-DCIR. ACS beneficiaries affiliated to *Régime Général* from july 2015 to december 2018.

TABLE A9 – Coefficients from bivariate probit estimation at age 60 - first equation

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	-1.77	0.05	-34.85	0.00
Born end of year	1.39	0.02	76.06	0.00
Female (ref=Male)	0.05	0.02	2.54	0.01
Chronic dis. ex. (ref=No)	0.08	0.02	4.38	0.00
Disab. all (ref=No)	-0.07	0.02	-3.53	0.00
Before : CMU-C (ref=ACS)	-0.16	0.02	-7.86	0.00
Before : private market (ref=ACS)	-0.26	0.03	-10.38	0.00
Past dental util.	-0.00	0.02	-0.12	0.91
Past dental exp.	-0.00	0.00	-1.09	0.27
Past optical util.	-0.08	0.03	-2.37	0.02
Past optical exp.	0.03	0.01	3.73	0.00
Past hearing aids util.	-0.11	0.11	-0.99	0.32
Past hearing aids exp.	0.00	0.01	0.50	0.62

Source : SNDS-DCIR. ACS beneficiaries affiliated to *Régime Général* from July 2015 to December 2018.

TABLE A10 – Coefficients from bivariate probit estimation at age 60 - second equation

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	-0.35	0.04	-8.13	0.00
Subsidy increase	0.13	0.03	3.87	0.00
Female (ref=Male)	0.12	0.02	7.07	0.00
Chronic dis. ex. (ref=No)	0.08	0.02	4.67	0.00
Disab. all (ref=No)	0.15	0.02	8.41	0.00
Before : CMU-C (ref=ACS)	-0.11	0.02	-6.03	0.00
Before : private market (ref=ACS)	0.22	0.02	9.84	0.00
Past dental util.	0.06	0.02	3.17	0.00
Past dental exp.	0.00	0.00	0.95	0.34
Past optical util.	-0.25	0.03	-7.79	0.00
Past optical exp.	0.10	0.01	11.10	0.00
Past hearing aids util.	0.26	0.09	2.77	0.01
Past hearing aids exp.	-0.01	0.01	-0.90	0.37

Source : SNDS-DCIR. ACS beneficiaries affiliated to *Régime Général* from July 2015 to December 2018.

TABLE A13 – Characteristics according to whether individual treatment status could be corrected

	50 years old sample			60 years old sample		
	Status corrected N=17218	Status not corrected N=7633	p.overall	Status corrected N=15818	Status not corrected N=10346	p.overall
Subsidy	268 (74.7)	288 (73.9)	<0.001	440 (99.5)	470 (98.0)	<0.001
Premium	512 (96.1)	526 (94.6)	<0.001	648 (105)	657 (100)	<0.001
Out of pocket premium	244 (109)	238 (105)	<0.001	207 (124)	187 (121)	<0.001
ACS Policy :			<0.001			<0.001
A	3672 (21.3%)	1374 (18.0%)		2770 (17.5%)	1557 (15.0%)	
B	6534 (37.9%)	2856 (37.4%)		5557 (35.1%)	3644 (35.2%)	
C	7012 (40.7%)	3403 (44.6%)		7491 (47.4%)	5145 (49.7%)	
Sex :			<0.001			<0.001
Men	7273 (42.2%)	3460 (45.3%)		6645 (42.0%)	3974 (38.4%)	
Women	9945 (57.8%)	4173 (54.7%)		9173 (58.0%)	6372 (61.6%)	
Chronic disease payment exemption :			<0.001			<0.001
No	10096 (58.6%)	3308 (43.3%)		7140 (45.1%)	3790 (36.6%)	
Yes	7122 (41.4%)	4325 (56.7%)		8678 (54.9%)	6556 (63.4%)	
Disability allowance :			<0.001			<0.001
No	12499 (72.6%)	4010 (52.5%)		11133 (70.4%)	5929 (57.3%)	

continued on next page

Table A13 – continued from previous page

	50 years old sample			60 years old sample		
	Status corrected	Status not corrected	p.overall	Status corrected	Status not corrected	p.overall
	N=17218	N=7633		N=15818	N=10346	
Yes	4719 (27.4%)	3623 (47.5%)		4685 (29.6%)	4417 (42.7%)	
Take up year :			0.000			0.000
2015	2144 (12.5%)	1485 (19.5%)		2060 (13.0%)	2181 (21.1%)	
2016	5570 (32.3%)	4733 (62.0%)		5142 (32.5%)	6807 (65.8%)	
2017	5094 (29.6%)	777 (10.2%)		4571 (28.9%)	753 (7.28%)	
2018	4410 (25.6%)	638 (8.36%)		4045 (25.6%)	605 (5.85%)	
Past experience with public programs :			0.000			0.000
ACS	5312 (30.9%)	4064 (53.2%)		4683 (29.6%)	6079 (58.8%)	
CMU	8268 (48.0%)	3450 (45.2%)		6333 (40.0%)	4119 (39.8%)	
NEW	3638 (21.1%)	119 (1.56%)		4802 (30.4%)	148 (1.43%)	
Past dental prosthesis utilisation :			<0.001			<0.001
Not used	10975 (63.7%)	5451 (71.4%)		10966 (69.3%)	7733 (74.7%)	
Used	6243 (36.3%)	2182 (28.6%)		4852 (30.7%)	2613 (25.3%)	
Past dental prosthesis expenditures :	1.87 (5.72)	1.25 (11.8)	<0.001	1.65 (5.66)	1.00 (4.10)	<0.001
Past optical mat. utilisation :			<0.001			<0.001
Not used	12562 (73.0%)	6180 (81.0%)		12145 (76.8%)	8432 (81.5%)	
Used	4656 (27.0%)	1453 (19.0%)		3673 (23.2%)	1914 (18.5%)	
Past optical mat. expenditures :	0.62 (1.44)	0.59 (1.47)	0.128	0.62 (1.51)	0.60 (1.53)	0.403
Past hearing aids utilisation :			0.791			0.145
Not used	17114 (99.4%)	7584 (99.4%)		15612 (98.7%)	10233 (98.9%)	
Used	104 (0.60%)	49 (0.64%)		206 (1.30%)	113 (1.09%)	
Past hearing aids expenditures	0.06 (1.11)	0.07 (1.46)	0.587	0.14 (1.80)	0.08 (1.42)	0.007
GP accessibility (GP/100,000 inhab)	76.8 (24.7)	78.1 (25.1)	<0.001	75.7 (25.4)	77.4 (25.4)	<0.001
SP accessibility (SP/100,000 inhab)	118 (77.1)	116 (74.2)	0.098	116 (75.4)	114 (71.6)	0.162
Municipal deprivation index quintile :			0.159			<0.001
1	1628 (9.46%)	695 (9.11%)		1496 (9.46%)	830 (8.02%)	
2	2494 (14.5%)	1061 (13.9%)		2107 (13.3%)	1386 (13.4%)	
3	3239 (18.8%)	1516 (19.9%)		2959 (18.7%)	2065 (20.0%)	
4	3631 (21.1%)	1637 (21.4%)		3299 (20.9%)	2279 (22.0%)	
5	4728 (27.5%)	2109 (27.6%)		4635 (29.3%)	3097 (29.9%)	
Missing	1498 (8.70%)	615 (8.06%)		1322 (8.36%)	689 (6.66%)	
Region :			<0.001			<0.001
Ile de France	2241 (13.0%)	739 (9.68%)		2021 (12.8%)	859 (8.30%)	
Centre-val de Loire	607 (3.53%)	274 (3.59%)		504 (3.19%)	429 (4.15%)	
Bourgogne-Franche-Comté	660 (3.83%)	279 (3.66%)		659 (4.17%)	415 (4.01%)	
Normandie	939 (5.45%)	464 (6.08%)		912 (5.77%)	620 (5.99%)	
Hauts-de-France	2043 (11.9%)	916 (12.0%)		2062 (13.0%)	1383 (13.4%)	
Grand Est	1176 (6.83%)	532 (6.97%)		1131 (7.15%)	831 (8.03%)	
Pays de la Loire	790 (4.59%)	399 (5.23%)		683 (4.32%)	486 (4.70%)	
Bretagne	661 (3.84%)	347 (4.55%)		562 (3.55%)	431 (4.17%)	
Nouvelle-Aquitaine	1424 (8.27%)	717 (9.39%)		1366 (8.64%)	956 (9.24%)	
Occitanie	1958 (11.4%)	995 (13.0%)		1649 (10.4%)	1271 (12.3%)	

continued on next page

Table A13 – continued from previous page

	50 years old sample			60 years old sample		
	Status corrected	Status not corrected	p.overall	Status corrected	Status not corrected	p.overall
	N=17218	N=7633		N=15818	N=10346	
Auvergne-Rhône-Alpes	1805 (10.5%)	757 (9.92%)		1538 (9.72%)	1009 (9.75%)	
Provence-Alpes-Côte d'Azur	1448 (8.41%)	626 (8.20%)		1418 (8.96%)	986 (9.53%)	
Corse	79 (0.46%)	23 (0.30%)		99 (0.63%)	51 (0.49%)	
Guadeloupe	199 (1.16%)	64 (0.84%)		176 (1.11%)	100 (0.97%)	
Martinique	202 (1.17%)	31 (0.41%)		211 (1.33%)	38 (0.37%)	
Guyane	29 (0.17%)	2 (0.03%)		27 (0.17%)	6 (0.06%)	
Réunion	753 (4.37%)	359 (4.70%)		620 (3.92%)	370 (3.58%)	
Missing	204 (1.18%)	109 (1.43%)		180 (1.14%)	105 (1.01%)	

Note : Population distribution according to personal characteristics and treatment status. Headcounts (Percentages) or Mean (SE).

P-values from student tests for continuous variables and χ^2 tests for categorical variables.

Source : SNDS-DCIR. ACS beneficiaries affiliated to *Régime Général* from july 2015 to december 2018.

TABLE A11 – Bivariate probit estimation at age 60 - equation correlation coefficient and 95% confidence interval

	ρ	CI low	CI high
at 50	0.00	-0.03	0.06
at 60	-0.03	-0.06	0.01

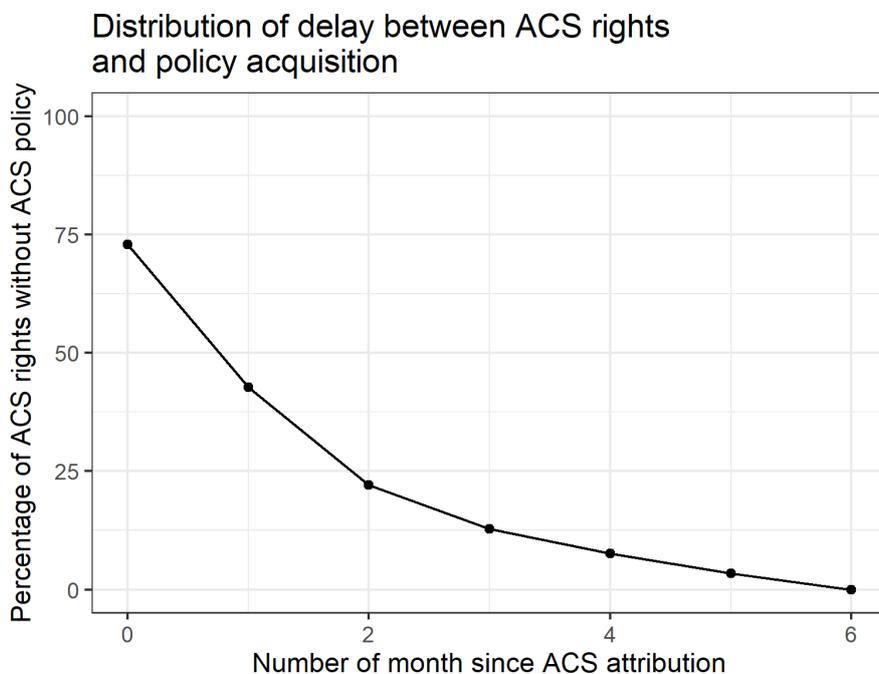
Source : SNDS-DCIR. ACS beneficiaries affiliated to *Régime Général* from July 2015 to December 2018.

TABLE A12 – Bivariate probit estimation at age 60 - Average treatment effect and 95% confidence interval

	ATE	CI low	CI high
Age = 50	0.06	0.03	0.08
Age = 60	0.05	0.03	0.08

Source : SNDS-DCIR. ACS beneficiaries affiliated to *Régime Général* from July 2015 to December 2018.

FIGURE A1 – Right and policy acquisition delay



Share of ACS beneficiaries who do not hold a contract from 0 to 6 months after receiving their notification of acceptance in the program.

Source : SNDS-DCIR. ACS beneficiaries affiliated to *Régime Général* from July 2015 to December 2018.

TABLE A14 – 2SLS first and second stage results excluding observations without matched right acquisition date

	50 y.o. discount			60 y.o. discount				
	Contract based FS (1)	Contract based IV (2)	Right based FS (3)	Right based IV (4)	Contract based FS (5)	Contract based IV (6)	Right based FS (7)	Right based IV (8)
Constant	-0.025*** (0.017)	0.250*** (0.021)	0.057 (0.016)	0.246*** (0.020)	-0.006*** (0.018)	0.328*** (0.023)	0.066 (0.017)	0.316*** (0.021)
Born end of year	0.498*** (0.007)		0.542*** (0.006)		0.498*** (0.007)		0.542*** (0.007)	
Subsidy increase		0.047* (0.015)				0.048** (0.015)		
Subsidy increase corr.				0.036** (0.015)				0.048** (0.016)
Female (ref=Male)	0.003 (0.007)	0.051*** (0.008)	0.001 (0.007)	0.054*** (0.007)	0.014 (0.007)	0.052*** (0.008)	0.012* (0.007)	0.052*** (0.008)
Chronic dis. ex. (ref=No)	0.007 (0.008)	0.033** (0.009)	0.008 (0.007)	0.027*** (0.008)	0.016 (0.007)	0.019* (0.009)	0.012* (0.007)	0.020* (0.008)
Disab. all. (ref=No)	0.009 (0.008)	0.056*** (0.010)	0.011 (0.008)	0.060*** (0.009)	-0.019 (0.008)	0.051*** (0.010)	-0.014* (0.008)	0.053*** (0.009)
Before : CMU-C (ref=ACS)	-0.028*** (0.008)	-0.016 (0.009)	-0.031*** (0.007)	-0.014 (0.008)	-0.018** (0.009)	-0.023 (0.010)	-0.024* (0.008)	-0.020* (0.009)
Before : private market (ref=ACS)	0.007* (0.010)	0.114*** (0.012)	0.024 (0.009)	0.122*** (0.011)	-0.001 (0.009)	0.107*** (0.011)	0.007 (0.009)	0.115*** (0.010)
Past dental Utilization	-0.011* (0.008)	0.016 (0.009)	-0.019 (0.008)	0.012 (0.009)	-0.008 (0.008)	0.029* (0.010)	-0.012 (0.008)	0.026** (0.009)
Past dental expenditures	-0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)
Past optical Utilization	0.003 (0.011)	-0.077*** (0.012)	-0.019 (0.011)	-0.074*** (0.012)	-0.009* (0.013)	-0.095*** (0.015)	-0.028 (0.012)	-0.088*** (0.014)
Past optical expenditures	0.003* (0.003)	0.029*** (0.004)	0.007 (0.003)	0.026*** (0.004)	0.005* (0.004)	0.031*** (0.004)	0.008 (0.003)	0.030*** (0.004)
Past hearing aids purchase	0.077 (0.055)	0.120* (0.069)	0.071 (0.054)	0.139 (0.066)	-0.031 (0.040)	0.079 (0.048)	-0.027 (0.040)	0.063 (0.045)
Past hearing aids expenditures	-0.003 (0.004)	-0.004 (0.005)	-0.004 (0.004)	-0.003 (0.005)	0.002 (0.003)	-0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	-0.002 (0.003)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Mun. depriv. ind. FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Regional FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
GP accessibility	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
SP accessibility	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Fstat	168.5		185.47		154.79		168.4	
Wu-Hausman (p-val)		0.585		0.786		0.749		0.519
R ²	0.287	0.047	0.337	0.048	0.287	0.055	0.336	0.059
Adj. R ²	0.285	0.044	0.335	0.285	0.285	0.053	0.334	0.056
Num. obs.	17218	17218	14989	14989	15818	15818	13671	13671

***p < 0.001; **p < 0.01; *p < 0.05

Note : Coefficients estimated using equations 2 (columns (1), (3), (5) and (7)) and 3 (columns (2), (4), (6) and (8)). Heteroskedasticity robust standard errors are presented in brackets.

Source : SNDS-DCIR. ACS beneficiaries affiliated to Régime Général from July 2015 to December 2018.

TABLE A15 – 2SLS first and second stage coefficients excluding observation with birth month equal to January or December

	50 y.o. discount		60 y.o. discount	
	FS	IV	FS	IV
	(1)	(2)	(3)	(4)
Constant	-0.046** (0.015)	0.285*** (0.018)	-0.003 (0.015)	0.362*** (0.019)
Born end of year	0.354*** (0.006)		0.324*** (0.006)	
Past hearing aids expenditures		0.061** (0.019)		0.078*** (0.021)
Subsidy increase	0.006 (0.006)	0.038*** (0.007)	0.014* (0.006)	0.045*** (0.007)
Female (ref=Male)	0.021** (0.007)	0.042*** (0.008)	0.022*** (0.007)	0.028*** (0.007)
Chronic dis. ex. (ref=No)	0.031*** (0.007)	0.065*** (0.008)	-0.017** (0.007)	0.046*** (0.008)
Disab. all. (ref=No)	-0.041*** (0.007)	-0.030*** (0.008)	-0.058*** (0.007)	-0.045*** (0.008)
Before : CMU-C (ref=ACS)	-0.056*** (0.010)	0.091*** (0.011)	-0.099*** (0.009)	0.077*** (0.010)
Before : private market (ref=ACS)	-0.007 (0.008)	0.018* (0.008)	-0.000 (0.007)	0.023** (0.008)
Past dental Utilization	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
Past dental expenditures	-0.019 (0.011)	-0.080*** (0.012)	-0.031* (0.012)	-0.092*** (0.013)
Past optical Utilization	0.009** (0.003)	0.034*** (0.003)	0.012*** (0.003)	0.034*** (0.004)
Past optical expenditures	0.096 (0.050)	0.153** (0.055)	-0.035 (0.033)	0.113** (0.040)
Past hearing aids purchase	-0.004 (0.004)	-0.003 (0.003)	0.002 (0.002)	-0.002 (0.003)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Mun. depriv. ind. FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Regional FE	Yes	Yes	Yes	Yes
GP accessibilty	Yes	Yes	Yes	Yes
SP accessibilty	Yes	Yes	Yes	Yes
Fstat	154.94		182.45	
Wu-Hausman (p-val)		0.29		0.319
R ²	0.241	0.047	0.267	0.050
Adj. R ²	0.239	0.045	0.265	0.048
Num. obs.	20071	20071	20607	20607

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

Note : Coefficients estimated using equations 2 (columns (1) and (3)) and 3 (columns (2) and (4)). Heteroskedasticity robust standard errors are presented in brackets.

Source : SNDS-DCIR. ACS beneficiaries affiliated to *Régime Général* from July 2015 to December 2018.

TABLE A16 – Proportion of complier, always and never treated in each sample

	Complier	Always treated	Never treated
Fifty years old sample	0.463	0.267	0.270
Sixty years old sample	0.455	0.287	0.258

Note : Sample distribution according to instrument and treatment reaction computed following Marbach and Hantgartner (2020).

Source : SNDS-DCIR. ACS beneficiaries affiliated to *Régime Général* from july 2015 to december 2018.

TABLE A17 – Univariate descriptive statistics according to instrument and treatment status - 50 years old sample

	Sample (1)	Complier (2)	Always treated (3)	Never treated (4)
ACS policy				
A	0.203 (0.003)	0.203 (0.005)	0.185 (0.007)	0.221 (0.007)
B	0.378 (0.003)	0.386 (0.007)	0.367 (0.008)	0.376 (0.009)
C	0.419 (0.003)	0.411 (0.007)	0.449 (0.009)	0.403 (0.009)
Women	0.568 (0.003)	0.557 (0.007)	0.575 (0.009)	0.581 (0.008)
Chronic disease payment exemption	0.461 (0.003)	0.458 (0.007)	0.494 (0.008)	0.432 (0.009)
Disability allowance	0.336 (0.003)	0.322 (0.006)	0.39 (0.008)	0.306 (0.008)
Past experience with public programs				
ACS	0.377 (0.003)	0.361 (0.007)	0.45 (0.009)	0.333 (0.008)
CMU	0.472 (0.003)	0.474 (0.007)	0.421 (0.009)	0.517 (0.009)
NEW	0.151 (0.002)	0.165 (0.005)	0.129 (0.006)	0.15 (0.006)
Dental prosthesis				
Utilisation	0.339 (0.003)	0.336 (0.006)	0.335 (0.008)	0.348 (0.009)
Expenditures	1.677 (0.052)	1.573 (0.105)	1.794 (0.296)	1.738 (0.101)
optical mat.				
Utilisation	0.246 (0.003)	0.247 (0.006)	0.238 (0.007)	0.252 (0.007)
Expenditures	0.609 (0.009)	0.604 (0.019)	0.629 (0.026)	0.598 (0.024)
Past Hearing aids				
Utilisation	0.006 (0.001)	0.007 (0.001)	0.006 (0.001)	0.004 (0.001)
Expenditures	0.062 (0.008)	0.071 (0.017)	0.041 (0.015)	0.069 (0.028)
Health care accessibility				
GP	77.168 (0.157)	76.713 (0.326)	78.293 (0.409)	76.837 (0.421)
SP	117.37 (0.481)	116.31 (1.049)	116.563 (1.254)	119.988 (1.381)
Take up year				
2015	0.146 (0.002)	0.128 (0.005)	0 (0)	0.322 (0.008)
2016	0.415 (0.003)	0.4 (0.006)	0.607 (0.008)	0.249 (0.008)
2017	0.236 (0.003)	0.253 (0.006)	0.213 (0.007)	0.231 (0.007)
2018	0.203 (0.003)	0.22 (0.005)	0.18 (0.006)	0.198 (0.007)
Month of birth				
Jan	0.098 (0.002)	0.211 (0.004)	0 (0)	0 (0)
Feb	0.078 (0.002)	0.111 (0.004)	0.101 (0.005)	0 (0)
Mar	0.087 (0.002)	0.096 (0.004)	0.159 (0.006)	0 (0)
Apr	0.08 (0.002)	0.069 (0.004)	0.182 (0.007)	0 (0)
May	0.086 (0.002)	0.029 (0.004)	0.272 (0.008)	0 (0)
Jun	0.08 (0.002)	0.008 (0.004)	0.286 (0.008)	0 (0)
Jul	0.081 (0.002)	0.003 (0.004)	0 (0)	0.295 (0.008)
Aug	0.08 (0.002)	0.033 (0.004)	0 (0)	0.239 (0.008)
Sep	0.079 (0.002)	0.058 (0.004)	0 (0)	0.192 (0.007)
Oct	0.079 (0.002)	0.091 (0.004)	0 (0)	0.135 (0.006)
Nov	0.078 (0.002)	0.119 (0.003)	0 (0)	0.083 (0.005)
Dec	0.095 (0.002)	0.172 (0.004)	0 (0)	0.056 (0.004)
Municipal deprivation index quintile				
1	0.093 (0.002)	0.089 (0.004)	0.102 (0.005)	0.093 (0.005)
2	0.143 (0.002)	0.148 (0.005)	0.134 (0.006)	0.143 (0.006)
3	0.191 (0.003)	0.192 (0.006)	0.203 (0.007)	0.179 (0.007)
4	0.212 (0.003)	0.213 (0.006)	0.208 (0.007)	0.214 (0.007)
5	0.275 (0.003)	0.274 (0.006)	0.281 (0.008)	0.272 (0.007)
Missing	0.085 (0.002)	0.084 (0.004)	0.073 (0.005)	0.1 (0.005)

Note : Sample and group characteristics according to instrument and treatment reaction computed following Marbach and Hangartner (2020).

Proportions or means, bootstrapped standard errors with a 1,000 replication in brackets.

Source : SNDS-DCIR. ACS beneficiaries affiliated to *Régime Général* from July 2015 to December 2018.

TABLE A18 – Univariate descriptive statistics according to instrument and treatment status - 60 years old sample

	Sample (1)	Complier (2)	Always treated (3)	Never treated (4)
ACS policy				
A	0.165 (0.002)	0.16 (0.005)	0.143 (0.006)	0.2 (0.007)
B	0.352 (0.003)	0.36 (0.006)	0.349 (0.008)	0.339 (0.008)
C	0.483 (0.003)	0.48 (0.007)	0.508 (0.008)	0.46 (0.009)
Women	0.594 (0.003)	0.597 (0.006)	0.601 (0.008)	0.581 (0.009)
Chronic disease payment exemption	0.582 (0.003)	0.577 (0.006)	0.613 (0.008)	0.558 (0.008)
Disability allowance	0.348 (0.003)	0.327 (0.006)	0.384 (0.007)	0.344 (0.008)
Pas experience with public programs				
ACS	0.411 (0.003)	0.379 (0.007)	0.505 (0.008)	0.365 (0.009)
CMU	0.399 (0.003)	0.413 (0.006)	0.35 (0.008)	0.431 (0.008)
NEW	0.189 (0.002)	0.208 (0.006)	0.145 (0.006)	0.205 (0.007)
Past Dental prosthesis				
Utilisation	0.285 (0.003)	0.284 (0.006)	0.285 (0.007)	0.287 (0.008)
Expenditures	1.393 (0.032)	1.342 (0.071)	1.407 (0.08)	1.469 (0.096)
Past optical mat.				
Utilisation	0.214 (0.002)	0.208 (0.005)	0.223 (0.007)	0.211 (0.007)
Expenditures	0.614 (0.009)	0.606 (0.02)	0.667 (0.026)	0.57 (0.026)
Past Hearing aids				
Utilisation	0.012 (0.001)	0.014 (0.002)	0.009 (0.002)	0.013 (0.002)
Expenditures	0.117 (0.01)	0.108 (0.023)	0.127 (0.032)	0.122 (0.028)
Healthcare accessibility				
GP	76.379 (0.162)	76.172 (0.35)	76.896 (0.416)	76.168 (0.473)
SP	115.137 (0.454)	115.553 (1.023)	111.077 (1.082)	118.929 (1.403)
Take up year				
2015	0.162 (0.002)	0.143 (0.005)	0 (0)	0.377 (0.009)
2016	0.457 (0.003)	0.433 (0.007)	0.685 (0.007)	0.244 (0.007)
2017	0.203 (0.002)	0.219 (0.005)	0.174 (0.006)	0.21 (0.007)
2018	0.178 (0.002)	0.206 (0.005)	0.141 (0.006)	0.169 (0.006)
Month of birth				
Jan	0.106 (0.002)	0.234 (0.004)	0 (0)	0 (0)
Feb	0.078 (0.002)	0.094 (0.004)	0.124 (0.005)	0 (0)
Mar	0.085 (0.002)	0.077 (0.004)	0.172 (0.007)	0 (0)
Apr	0.078 (0.002)	0.058 (0.004)	0.18 (0.006)	0 (0)
May	0.084 (0.002)	0.021 (0.004)	0.26 (0.007)	0 (0)
Jun	0.079 (0.002)	0.006 (0.004)	0.265 (0.007)	0 (0)
Jul	0.079 (0.002)	0.014 (0.004)	0 (0)	0.283 (0.008)
Aug	0.079 (0.002)	0.041 (0.004)	0 (0)	0.233 (0.007)
Sep	0.073 (0.002)	0.061 (0.004)	0 (0)	0.177 (0.007)
Oct	0.078 (0.002)	0.085 (0.004)	0 (0)	0.153 (0.006)
Nov	0.074 (0.002)	0.108 (0.004)	0 (0)	0.096 (0.005)
Dec	0.106 (0.002)	0.2 (0.005)	0 (0)	0.058 (0.004)
Municipal deprivation index quintile				
1	0.089 (0.002)	0.096 (0.004)	0.086 (0.005)	0.08 (0.005)
2	0.134 (0.002)	0.125 (0.005)	0.146 (0.006)	0.135 (0.006)
3	0.192 (0.002)	0.193 (0.005)	0.191 (0.006)	0.192 (0.007)
4	0.213 (0.003)	0.207 (0.005)	0.222 (0.007)	0.214 (0.007)
5	0.296 (0.003)	0.302 (0.006)	0.296 (0.008)	0.284 (0.008)
Missing	0.077 (0.002)	0.077 (0.004)	0.06 (0.004)	0.096 (0.005)

Note : Sample and group characteristics according to instrument and treatment reaction computed following Marbach and Hangartner (2020).

Proportions or means, bootstrapped standard errors with a 1,000 replication in brackets.

Source : SNDS-DCIR. ACS beneficiaries affiliated to *Régime Général* from July 2015 to December 2018.

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

Ce chapitre a été co-écrit avec Cécile Gayet

1	Introduction	160
2	La réforme de la complémentaire santé solidaire (CSS)	163
3	Comment la réforme de la CSS peut-elle affecter la demande d'assurance complémentaire santé?	166
4	Données	168
5	Stratégie empirique	174
6	Résultats	180
7	Discussion	185
	Bibliographie	189
	Annexes	193

1 Introduction

En France, la politique actuelle pour promouvoir l'accès aux soins s'appuie sur l'assurance complémentaire santé. Elle vise une généralisation de la complémentaire à l'ensemble de la population et une augmentation de la qualité des contrats d'assurance complémentaire. Pour généraliser la couverture complémentaire à l'ensemble de la population, les dispositifs de la Couverture Maladie Universelle Complémentaire (CMU-C) depuis 2000 et de l'Aide à l'acquisition d'une complémentaire santé (ACS) depuis 2005 subventionnent l'accès à la complémentaire pour les personnes à bas revenus. Plus récemment, depuis 2016, l'Accord National Interprofessionnel (ANI) oblige l'ensemble des employeurs à proposer une assurance complémentaire collective à leurs employés.

En 2016 et en 2019, les réformes des "contrats responsables" et du 100% santé ont quant à elles encouragé la hausse de qualité des contrats d'assurances complémentaires présents sur le marché. Ces réformes tendent à généraliser la prise en charge totale du ticket modérateur et d'un panier de biens médicaux sur les postes de soins les moins bien pris en charge par l'assurance maladie obligatoire.

Toujours dans la poursuite des objectifs de hausse du niveau de couverture et de hausse du taux de personnes couvertes par une complémentaire santé, la Complémentaire Santé Solidaire dans sa partie payante (CSS-P), remplace l'ACS à partir du 1^{er} novembre 2019. Pour les assurés vivant avec des revenus entre 821€ et 1007€ mensuels (anciennement éligibles à l'ACS), ce nouveau programme réduit le nombre de contrats de complémentaire santé subventionnés sur le marché pour ne garder qu'un contrat unique offrant un niveau de garanties supérieur aux contrats disponibles avant la réforme¹. Pour certains assurés, ce nouveau contrat est accessible à un prix inférieur à celui du contrat dont ils bénéficiaient avant la réforme, mais la majorité des assurés doit s'acquitter d'une prime plus importante pour rester dans le programme. De cette manière, la CSS-P espère augmenter le taux de population couverte *via* une simplification du marché² tout en occasionnant une hausse de la qualité de couverture de la population participant au programme.

En théorie, les agents achètent une assurance quand leur disposition à payer pour détenir une assurance dépasse le prix du contrat le moins cher disponible sur le marché (Geruso et al., 2019), la disposition à payer individuelle variant quant à elle avec les dépenses de santé anticipées par les assurés et leur aversion au risque (Einav and Finkelstein, 2011). En suivant ce cadre théorique, le risque engendré par une réforme comme celle de la CSS-P est de conduire certains assurés à renoncer à acheter une complémentaire, puisque le nouveau programme a pour effet indirect d'augmenter pour la majorité des assurés, le montant minimum de prime auquel ils peuvent obtenir une complémentaire santé³.

1. L'amélioration de la qualité associée à la réforme se concentre sur le remboursement des prothèses dentaires et des matériels d'optique et d'audiologie.

2. Un vaste champ de la littérature indique qu'une réduction du nombre d'options sur le marché de l'assurance peut améliorer la qualité des choix de contrats d'assurance et réduire l'inertie des assurés sur le marché (Frank and Lamiraud, 2009; Abaluck and Gruber, 2016; Ericson and Starc, 2016).

3. Dans notre champ d'étude, 67% d'anciens bénéficiaires de l'ACS devraient payer une prime plus élevée pour participer au programme de la CSS-P.

Ainsi certains assurés pourraient voir le niveau de prime fixé par le nouveau programme dépasser leur disposition à payer pour bénéficier d'une complémentaire santé. Auquel cas ils choisiraient de ne plus s'assurer et perdraient leur couverture assurantielle sur les soins considérés comme essentiels⁴ et seraient exposés à d'importantes barrières financières d'accès aux soins (Genier, 1998 ; Chiappori et al., 1998 ; Buchmueller et al., 2004 ; Franc et al., 2016 ; Lapinte and Legendre, 2021). Ce risque étant particulièrement élevé pour des assurés à bas revenus, plus contraints dans la part de leur budget pouvant être accordée à l'achat d'une complémentaire santé (Pierre, A., 2022).

L'objectif de ce travail est d'étudier dans le cadre du système d'assurance complémentaire français, si l'amélioration de la qualité de la couverture des assurés à bas revenus ne nuit pas à l'objectif de généralisation de la couverture par une assurance complémentaire de cette population. Pour ce faire, nous analysons les décisions de couverture d'assurés obligés de souscrire à une assurance complémentaire de meilleure qualité pour continuer à bénéficier d'une assurance complémentaire subventionnée. Cette problématique est traitée dans le cadre d'une quasi-expérience : la mise en place de la Couverture Complémentaire Solidaire (CSS).

Les données mobilisées sont des données médico-administratives issues du Système National des Données de Santé (SNDS). Notre champ d'analyse concerne les bénéficiaires d'un contrat ACS arrivant à échéance les trois premiers mois de mise en place de la réforme de la CSS-P, c'est-à-dire entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020⁵, et âgés de 65 à 89 ans. Au moment où nous étudions leur participation au nouveau dispositif de la CSS-P nous n'observons pas si les assurés sont éligibles à la CSS-P. Pour cette raison, l'analyse est restreinte aux individus en âge d'être à la retraite (âgés de plus de 65 ans), ce qui réduit assurément la probabilité des assurés présents dans l'échantillon de voir leur revenu varier suffisamment pour sortir de la tranche d'éligibilité du programme. L'échantillon d'étude comprend 84 834 assurés.

La stratégie empirique consiste dans un premier temps à comparer à l'aide de régressions par les moindres carrés ordinaires (MCO), la probabilité de transition de l'ACS vers la CSS-P des assurés selon (a) le fait qu'ils voient leur prime d'assurance complémentaire augmenter ou diminuer en basculant de l'ACS vers la CSS-P et (b) les montants de variations de leur prime en basculant de l'ACS vers la CSS-P. Les régressions sont réalisées à âge et à type de contrat ACS passés donnés⁶ : alors que la prime CSS-P ne varie qu'entre classes d'âge (cf. figure 1), nous exploitons l'existence de variations dans les montants de prime des contrats ACS entre organismes complémentaires à âge et type de contrat ACS donnés⁷.

Dans cette première analyse, les variations de prime exploitées sont issues de différences dans les

4. C'est à dire les tickets modérateurs et les éventuels dépassements d'honoraires en ville et à l'hôpital.

5. Période précédant le début des mesures restrictives liées à la pandémie de Covid-19.

6. Trois types de contrats étaient proposés par le dispositif de l'ACS : ils sont labélisés "A", "B" et "C" par ordre croissant de garanties.

7. Les restes à payer sur les montants de prime des contrats ACS varient de 0€ à plus de 1000€, selon l'âge, le type de contrat (A, B, C) choisi et l'organisme complémentaire chez qui le contrat a été souscrit.

montants de prime initialement payés par les assurés, elles-mêmes fonction de leur choix d'organisme complémentaire passé. Ces variations sont donc probablement associées à des caractéristiques inobservables qui ont influencé leur demande d'assurance passée et qui influencent leur demande d'assurance présente (leur décision de participation à la CSS-P). Auquel cas les estimations par les MCO ne sont pas convergentes. Pour tenir compte de cette possible source d'endogénéité, nous utilisons dans un second temps une méthode de régressions sur discontinuité (RDD) de type *fuzzy* qui exploite une variation exogène du montant de la prime annuelle pour bénéficier de la CSS-P, de 300€ à 360€ à 71 ans. À l'aide de cette deuxième stratégie empirique nous estimons l'effet causal local autour de 71 ans (a) du fait de voir sa prime d'assurance complémentaire augmenter ou diminuer en basculant de l'ACS vers la CSS-P et (b) des montants de variation de prime en basculant de l'ACS vers la CSS-P.

Nos résultats par les MCO ne montrent que peu de preuves d'une association entre les variations de prime que subiraient les anciens bénéficiaires de l'ACS en recourant à la CSS-P et leur probabilité de recourir au nouveau programme. Les résultats obtenus sont robustes à des spécifications autorisant des différences d'effets selon le sexe et les classes d'âge. Cependant, nous observons que les assurés en meilleure santé (non-bénéficiaires d'une Affection longue durée (ALD) ou appartenant au bas de la distribution des dépenses de santé passées) sont plus sensibles aux variations de prime dans leurs décisions de transition vers la CSS-P. Enfin, les résultats des régressions sur discontinuité ne montrent aucune preuve d'un effet des variations de prime au passage de la réforme sur la probabilité de transition vers le nouveau dispositif des assurés âgés de 71 ans. Finalement, la hausse de l'effort financier demandé aux anciens bénéficiaires de l'ACS pour bénéficier d'une complémentaire de meilleure qualité semble avoir très modestement influencé leur décision de participation à la CSS-P.

Sur le plan de la politique publique, analyser l'effet de la hausse des montants de prime conduite par la réforme de la CSS-P sur la probabilité de participation au nouveau programme des anciens bénéficiaires de l'ACS est essentiel pour interroger la réussite de la réforme. D'autre part, ce travail contribue à la littérature sur la demande d'assurance des personnes à bas revenus et à la littérature s'intéressant à l'organisation des marchés d'assurance. Nous contribuons au premier pan de la littérature en montrant comment la demande d'assurance complémentaire des assurés à bas revenus pour une couverture plus généreuse répond à une hausse de prime. Deuxièmement, nous montrons que, dans le cadre de la réforme de la CSS-P, supprimer les contrats de plus basse qualité permet de générer une hausse du niveau de couverture des bénéficiaires qui recouraient au programme avant la réforme sans effet notable sur le taux de couverture de cette population. Et ce, contrairement aux prédictions théoriques des effets de certaines politiques visant à augmenter la qualité des contrats d'assurance disponibles sur le marché, indiquant l'existence d'un arbitrage entre la sélection des assurés entre les différents niveaux de contrats disponibles (marge intensive) et la sélection entre assurance et non-assurance (marge extensive) (Geruso et al. (2019)). Des résultats confirmés empiriquement sur le marché de l'assurance aux États-Unis par Saltzman (2021).

La suite de cet article présente la réforme de la complémentaire santé solidaire (section 2), avant de décrire les effets attendus de cette réforme sur la population ACS 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 l'implication pour la politique publique en France de nos résultats dans la section 7.

2 La réforme de la complémentaire santé solidaire (CSS)

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. 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%) (Adjerad et al., 2019). Les organismes complémentaires remboursent une partie des soins 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 obtenir une assurance complémentaire par le biais de plusieurs dispositifs : l'Aide à l'acquisition d'une complémentaire santé (ACS) et la Couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) 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 (CMU-C)

Avant novembre 2019, les personnes dans la tranche de revenus mensuels 0-821€⁸ sont éligibles à la CMU-C. Le programme est gratuit et prend en charge la totalité du ticket modérateur, les franchises médicales et dispense de l'avance de frais. Il impose l'application des tarifs opposables⁹ aux médecins à honoraires libres et prend entièrement en charge un panier de soins dentaires, optiques et d'audiologie.

2.2 L'Aide à l'acquisition d'une complémentaire santé (ACS)

Jusqu'au 1^{er} novembre 2019, une personne seule dont le revenu mensuel est compris entre 821€ et 1007€ est éligible à l'ACS. L'ACS subventionne, sous la forme d'un chèque dont le montant augmente avec l'âge¹⁰, 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 croissant de garanties) couvrent au minimum 100% des soins de ville et hospitaliers et interdisent aux médecins de facturer

8. En 2019 pour une personne seule.

9. La facturation de dépassements d'honoraire au-delà du tarif de responsabilité de la sécurité sociale est interdite.

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

des dépassements d'honoraires. Les remboursements pour les soins dentaires, les matériels d'optique et d'audiologie sont fonction du contrat choisi (cf. table A1 pour le détail des remboursements par contrat). Pour un même niveau de contrat (A, B, C), les garanties proposées par les 11 groupements d'organismes complémentaires sont très homogènes (cf table A2) mais les montants de prime varient (cf figure A2). Par conséquent après déduction du chèque, les restes à payer sur les montants de prime ACS varient de 0€ à plus de 1000€ selon l'âge, le niveau de garantie choisi (A, B, C) et le groupement d'organismes complémentaires auprès duquel le contrat a été souscrit.

Le faible taux de recours à l'ACS n'a pas permis de généraliser la couverture par une complémentaire santé des personnes dans la tranche d'éligibilité¹¹. Celui-ci s'explique par une méconnaissance du programme, une fourchette d'éligibilité très restreinte et un accès conditionné par des démarches administratives complexes (Guthmuller et al., 2014a ; Alberola et al., 2017). En outre, le bénéfice de l'ACS ne supprime pas totalement le risque financier associé à un mauvais état de santé. En 2018, on observe que les bénéficiaires de l'ACS ont des restes à charge importants sur les soins prothétiques dentaires, l'optique et les audioprothèses¹².

Du côté des organismes complémentaires, en 2018, 8 des groupements d'organismes complémentaires gérant des contrats ACS sur 11 sont déficitaires (les prestations versées aux bénéficiaires de l'ACS excèdent les montants de prime perçus). Les déficits observés sont particulièrement portés par les contrats les plus couvrants (contrats de type C) qui sont aussi les plus souscrits (cf. table 1) : en 2018, seul 1 groupement d'organismes complémentaires sur 11 n'est pas déficitaire sur les contrats de type C (Fonds CMU, 2019).

2.3 La réforme de la Complémentaire Santé Solidaire (CSS)

La Complémentaire Santé Solidaire Gratuite (CSS-G)

Après novembre 2019, les personnes anciennement éligibles à la CMU-C peuvent bénéficier de la Complémentaire Santé Solidaire Gratuite (CSS-G). Le dispositif reste un dispositif gratuit proposant un unique niveau de contrat dont les garanties correspondent à celles de l'ancien contrat de la CMU-C élargi par le panier "100% Santé".

La Complémentaire santé solidaire payante (CSS-P)

La Complémentaire Santé Solidaire Payante (CSS-P) remplace l'ACS à partir de novembre 2019. Ce dispositif continue de subventionner partiellement l'achat d'une assurance complémentaire, mais en change la philosophie. Les bénéficiaires du dispositif n'ont le choix que d'un seul niveau de contrat dont

11. La DREES estime un taux de recours à l'ACS, en 2018 en France métropolitaine, compris entre 43% et 62% et parmi les bénéficiaires d'un chèque ACS seulement 80% souscrivent finalement à un contrat (Loiseau, 2020).

12. Les restes à charges moyens des bénéficiaires de l'ACS sont compris entre 93€ et 254€ selon le type de contrat souscrit pour le poste optique, entre 206€ et 373€ pour un soin prothétique dentaire et entre 535€ et 586€ pour une audioprothèse (Fonds CMU, 2019)

les garanties sont identiques à celles de la CSS-G et dont le prix ne varie plus qu'avec l'âge (cf. figure 1). Les bénéficiaires peuvent faire gérer leur contrat par un organisme complémentaire partenaire du dispositif ou par une Caisse Primaire d'Assurance Maladie¹³, les conditions tarifaires et les garanties proposées restant identiques.

Pour les organismes complémentaires, le changement est également important. Les contrats proposés par l'ACS étaient définis par le régulateur, 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. Les organismes complémentaires gestionnaires de contrats CSS-P n'ont plus de latitude sur d'éventuelles garanties supplémentaires ni sur la tarification des contrats qu'ils gèrent et 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-P.

Les objectifs affichés de la réforme

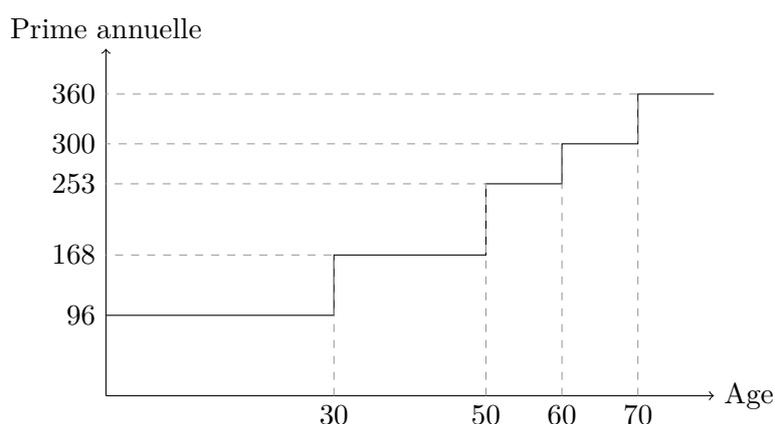
Les objectifs affichés de la réforme sont d'augmenter le niveau de recours au programme et d'améliorer le niveau de couverture des participants au programme. Ces deux objectifs peuvent être favorisés de plusieurs manières. Premièrement par une simplification du paysage de l'assurance complémentaire subventionnée en passant de deux programmes à un seul (la CSS), ce qui réduit la quantité d'information à rechercher et à analyser pour les potentiels bénéficiaires. Deuxièmement par la suppression des contrats de qualité les moins élevés, ce qui, en plus d'augmenter le niveau de couverture des bénéficiaires, permet de simplifier la compréhension du dispositif pour les potentiels bénéficiaires. L'augmentation de la qualité de la couverture concerne les prothèses dentaires, l'optique et l'audiologie qui sont les postes de soins pour lesquels les remboursements de l'AMO sont les plus faibles.

Le 100% santé

En parallèle de la réforme de la CSS, la réforme du 100% santé est mise en place pour les bénéficiaires d'une assurance complémentaire labélisée "responsable" achetée sur le marché privé ou obtenue par l'intermédiaire d'un employeur. Cette réforme définit des paniers de soins remboursés à 100% par l'assurance complémentaire pour les prothèses dentaires, les matériels d'optique et l'audiologie. La qualité des assurances complémentaires proposées pour la population non CMU-C, ni ACS, a donc également augmenté sur la période de mise en place de la CSS. L'amélioration de la qualité de la couverture proposée par les programmes sous conditions de revenus permet de proposer une qualité équivalente à celle proposée sur le marché privé. La réforme de la CSS s'inscrit donc 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.

13. Cette option ("*public option*" dans la littérature anglo-saxonne) n'était pas proposée par le dispositif de l'ACS.

FIGURE 1 – Niveau de prime par âge - Complémentaire Santé Solidaire avec Participation financière (CSS-P)



Lecture : Pour bénéficier de la CSS-P, les individus de moins de 30 ans doivent s'acquitter d'une prime annuelle de 30€.
Source : Ministère des solidarités et de la santé

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

Plusieurs pans de la littérature économique nous permettent de déterminer les effets attendus de la suppression des options de couverture de plus basse qualité sur la demande d'assurance maladie complémentaire. Ainsi notre travail s'inscrit dans la littérature sur l'élasticité-prix de la demande d'assurance santé, sur l'effet de la subvention dans l'accès à l'assurance et sur la sélection dans les marchés d'assurance santé.

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 (Pendzialek et al., 2016). Si les travaux empiriques s'accordent sur le signe du paramètre, son amplitude dépend de l'organisation du marché dans lequel il est estimé (assurance obligatoire ou non), du rôle donné à l'assurance (primaire, complémentaire ou supplémentaire) ainsi que de la population couverte et des biens et services pris en charge (Pendzialek et al. (2016)). Dans le système d'assurance complémentaire français, Legal (2009) montre que la demande d'assurance complémentaire, sur le marché privé, dépend du niveau de prime.

Si le revenu n'est pas un déterminant des modèles de demande d'assurance classiques (McGuire, 2011), l'achat d'une assurance complémentaire est positivement corrélé au niveau de revenu en France, et ce malgré l'existence de subventions à l'achat pour les plus pauvres (Saliba and Ventelou, 2007; Perronnin, 2018). Dans la littérature internationale, plusieurs motifs sont communément mis en avant pour expliquer le recours plus faible à l'assurance des personnes les plus pauvres et leur disposition à payer moins élevée : l'inaccessibilité financière à l'assurance sous un certain seuil de revenus (Bundorf and Pauly, 2006; Jusot et al., 2012), un arbitrage santé-consommation différent (Jaspersen, 2022), des contraintes de liquidité plus importantes (Ericson and Sydnor, 2018) ou encore l'existence d'une assurance implicite à travers la prise en charge des soins urgents et vitaux par les hôpitaux (Gruber,

2008 ; Finkelstein et al., 2019).

Tous ces résultats suggèrent que subventionner l'accès à l'assurance santé pour les personnes à bas revenus pourrait être une politique efficace pour augmenter leur taux de couverture. De tels programmes de subvention sont répandus dans les pays développés, on notera par exemple l'existence de la CSS (anciennement CMU-C et ACS) en France et de Medicaid ou encore des *Health insurance exchange* aux États-Unis.

Cependant si le recours à l'assurance, influencé par la disposition à payer individuelle pour s'assurer, est corrélé au revenu, il n'existe pas de seuil de revenu clairement défini en dessous duquel l'assurance serait non accessible financièrement. La disposition à payer pour s'assurer varie aussi selon les besoins de soins, les préférences pour la santé et l'aversion au risque ce qui contribue à expliquer que nous n'observons pas de seuil clair en dessous duquel l'assurance serait financièrement non accessible (Bundorf and Pauly, 2006).

Parce que la disposition à payer des personnes à bas revenus est plus faible (Finkelstein et al., 2019), seuls des niveaux importants de subvention peuvent convaincre des bénéficiaires qui n'auraient pas contracté d'assurance complémentaire sans subvention d'en acheter une (Grignon and Kambia-Chopin, 2009). Lors d'une expérience en 2014, Guthmuller et al. (2014b) ont proposé de manière aléatoire une augmentation de 62% à 75% de la subvention à des personnes éligibles, mais non-recourant à l'ACS. Cette augmentation de subvention s'est traduite par une augmentation du recours au dispositif de 17%.

Par ailleurs, même une subvention complète ne suffit pas pour qu'un programme atteigne un taux de recours de 100% : les coûts non monétaires et la complexité du fonctionnement de l'assurance santé s'ajoutant aux barrières financières d'accès à l'assurance (Remler and Glied, 2003 ; Baicker et al., 2012).

Les résultats issus de la littérature concernant l'effet des niveaux de subvention sur le recours à l'assurance complémentaire subventionnée suggèrent que les augmentations de prime induites par la réforme de la CSS-P pourraient conduire à une diminution de la participation au programme, mais que ces effets seraient de faible amplitude .

La littérature concernant la sélection sur les marchés d'assurance peut aussi nous aider à envisager les effets d'une politique supprimant des contrats de basse qualité sur le recours à l'assurance complémentaire. Ne conserver qu'une option de haute qualité interdit aux assurés d'ajuster leur choix de contrats à leur besoin de soins anticipés. Si les assurés en meilleure santé se voient proposer un niveau de prime trop élevée en comparaison à leur disposition à payer, ils préféreront ne pas s'assurer. Cet effet traduit un problème d'anti-sélection à la marge extensive, comme formalisé par Rothschild and Stiglitz (1976).

Autoriser ou interdire l'offre de contrats de qualité inférieure sur un marché d'assurance santé, correspond à arbitrage entre sélection à la marge intensive et sélection à la marge extensive pour le

législateur (Geruso et al., 2019 ; Saltzman, 2021). Dans le cas de la CSS-P, la suppression des contrats de basse qualité permet de supprimer toute sélection à la marge intensive : tous les participants au programme bénéficient du contrat de haute qualité et ne peuvent plus ajuster leur choix de contrat à leur niveau de risque santé. En revanche, cette politique peut favoriser un problème de sélection à la marge extensive si les assurés avec une faible disposition à payer (qui prenaient les contrats de basse qualité) préfèrent ne plus participer au programme.

Notons que les enjeux de sélection ne sont pas dynamiques dans le cadre de la CSS-P : 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 comme dans le modèle de Rothschild and Stiglitz (1976), mais un renoncement à se couvrir pour les assurés disposant du meilleur état de santé, ce qui nuirait à l'objectif visé par la réforme d'augmenter le niveau de couverture de tous les assurés.

Si la demande d'assurance est déterminée par les caractéristiques du contrat le moins cher avec lequel un individu peut se couvrir (Einav and Finkelstein, 2011 ; Geruso et al., 2019), la hausse de prime subie par les anciens bénéficiaires des contrats ACS de basse qualité au passage de la CSS-P devrait réduire leur participation au nouveau programme. Mais cet effet peut rester modéré en raison de la subvention pour le contrat de haute qualité voire être annulé si le montant de la prime pour le contrat de haute qualité est fixé à un niveau inférieur à la disposition à payer des assurés les moins disposés à payer pour détenir une complémentaire santé (les assurés en meilleure santé ou peu avertis au risque (Einav and Finkelstein, 2011)).

D'autre part, les agents ne font pas toujours des choix d'assurance santé optimaux en souscrivant le contrat minimisant leurs dépenses totales de santé (Abaluck and Gruber, 2011 ; Handel and Kolstad, 2015). Même en l'absence de sélection, réduire le nombre de choix existants sur un marché d'assurance peut par conséquent affecter le niveau de bien être, améliorant la qualité des choix des assurés et réduisant l'inertie sur le marché (Frank and Lamiraud, 2009 ; Abaluck and Gruber, 2016 ; Ericson and Starc, 2016).

4 Données

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 suivre, pour chaque assuré, s'il bénéficie de l'ACS ou de la CSS-P (date de début et de fin de contrat), de son choix de niveau de garantie dans le cas des contrats ACS ainsi que du groupement d'organismes complémentaires chez qui il a été souscrit. Avec ces informations, nous connaissons les montants exacts

restant à la charge des assurés sur leurs contrats ACS.

Les données du SNDS regroupent aussi tous les soins consommés qui ont été soumis au remboursement et renseignent de l'âge, du sexe et de la commune de résidence de l'assuré. Nous observons aussi le bénéfice d'une Affection de longue durée (ALD)¹⁴ ou de l'Allocation adulte handicapé (AAH).¹⁵ En revanche, nous n'avons pas d'information sur les revenus des individus, ce qui exclut la possibilité de suivre dans le temps l'évolution de leur éligibilité aux différents dispositifs publics.

4.2 Champ

À partir du SNDS, nous sélectionnons l'ensemble des assurés sociaux affiliés au régime général de la sécurité sociale, 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. Ces trois premiers mois ne sont pas affectés par les mesures restrictives liées à la pandémie de Covid-19. 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 pour nos assurés de rester éligibles à la CSS-P douze mois après leur souscription à un contrat ACS, date à laquelle nous savons qu'ils étaient éligibles à l'ACS. Premièrement, les variations de revenus à la retraite sont considérablement réduites. Deuxièmement, cette restriction annule la possibilité pour les assurés d'un retour à l'emploi qui leur donnerait accès à une complémentaire collective et d'une perte de revenus suffisante pour qu'ils puissent bénéficier de la complémentaire santé solidaire gratuite (CSS-G)¹⁶. À ce stade, l'échantillon d'étude comprend 90 537 assurés. Une fois retirés les assurés qui décèdent entre le début de leur contrat ACS et les trois mois qui suivent ou suivraient 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.

14. L'exonération du ticket modérateur pour 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. À ce titre, le statut de bénéficiaire d'une ALD donne une indication à la fois de l'état de santé et du niveau de couverture dont il bénéficie pour certains des soins de l'assuré.

15. L'ensemble des bénéficiaires de l'AAH ne sont pas identifiables dans le SNDS. Seuls les bénéficiaires ayant ouvert leurs droits à l'assurance maladie au titre de leur AAH sont identifiés comme tels. Cette situation existe pour les bénéficiaires AAH n'ayant pas d'activité professionnelle (auquel cas leurs droits à l'assurance maladie seraient ouverts au titre de leur activité salariée). Des estimations suggèrent que 70% des bénéficiaires de l'AAH sont identifiables dans le SNDS.

16. Une fois à la retraite, les assurés à faibles revenus ne peuvent plus être éligibles à la CSS-G 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-G.

4.3 Définition des variables

La transition vers la CSS-P

S'ils sont toujours éligibles à l'ACS/la CSS-P, les bénéficiaires d'un contrat ACS qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020 doivent choisir de recourir ou non à la CSS-P¹⁷. Nous créons une variable $CSS - P$ égal à 1 si l'assuré a recouru à la CSS-P trois mois après la fin de son contrat ACS et 0 sinon. Parce que le taux de transition de l'ACS vers la CSS-P semble se stabiliser à partir des trois mois suivant la date de fin des contrats ACS¹⁸, nous choisissons d'étudier le taux de transition vers la CSS-P sous trois mois dans l'analyse principale. Ce choix fait l'objet de tests de robustesse présentés dans la section 6.

Variation de prime si transition vers la CSS-P

Les restes à payer sur les contrats ACS passés des assurés de tout l'échantillon correspondent au montant de prime des contrats ACS minorés du montant du chèque dont bénéficie l'assuré. Ces restes à payer sont comparés avec le montant de la prime CSS-P que payerait l'assuré en recourant à la CSS-P pour créer une variable $Prime^+$ égale à 1 si l'assuré voit sa prime de complémentaire augmenter s'il choisissait de transiter 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 il a été souscrit¹⁹.

La variable $\Delta prime$ correspond à la variation de prime annuelle en euros supportée par l'assuré s'il transite vers la CSS-P.

L'état de santé

Les informations présentes dans les données du SNDS nous permettent de contrôler imparfaitement de 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 avec 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 semblables à type de contrat (A, B, C) donné. Sous l'hypothèse que les bénéficiaires d'un même contrat

17. Les contrats ACS ont une durée de 12 mois, par conséquent ces assurés 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-P 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 dans l'*Arrêté du 21 juin 2019*.

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

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

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 à type de contrat donné correspondent bien à des différences d'état de santé.

4.4 Statistiques descriptives

TABLE 1 – Statistiques descriptives

	Total	A	B	C
N	84834	16798	29201	38835
% 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
- <i>dont généralistes</i>	233.2	212.2	225.3	248.3
- <i>dont spécialistes</i>	287.5	269.9	285.0	297.1
- <i>dont dentaire</i>	76.4	51.6	70.6	91.5
- <i>dont pharmacie</i>	1145.5	1109.9	1133.5	1169.9
- <i>dont LPP</i>	418.1	391.2	398.8	444.2
Restes 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
<u>Prime⁺ = 1</u>				
% Prime ⁺ = 1	66.7	95.9	72.2	49.9
Δ prime si Prime ⁺ = 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
<u>Prime⁺ = 0</u>				
% Prime ⁺ = 0	43.3	4.1	27.8	50.1
Δ prime si Prime ⁺ = 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 adulte handicapé; ACS : Aide à l'acquisition d'une complémentaire santé; CSS-P : Complémentaire santé solidaire payante. LPP : Liste des produits et prestations.

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

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 6605€, les dépenses hospitalières s'élèvent à 2952€ en moyenne et les dépenses de soins de ville à 3651€ en moyenne. Une corrélation positive entre dépenses de santé et choix d'un contrat plus généreux traduit de la sélection à la marge intensive ou de l'aléa moral : les assurés sélectionnent leur choix de contrat selon leur risque mais leur utilisation du système de santé peut dépendre en retour de leur choix de contrat. On observe que les dépenses totales des anciens bénéficiaires de contrats C sont plus élevées que celles des anciens B et A, atteignant 6929€ contre 6395€ et 6222€. 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 dentaires²⁰ et les dépenses de dispositifs médicaux inscrits à la liste des produits et prestations (LPP) suggèrent une sélection à la marge intensive et/ou des l'existence d'aléa moral 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-P impacte la prime payée par les bénéficiaires de contrats ACS s'ils transitent vers la CSS-P à la fin de leur contrat ACS. Les anciens bénéficiaires d'un contrat de type A avaient des restes à payer sur leur prime annuelle ACS d'environ 156€, soit des restes à payer moins élevés que pour les anciens B (282€ annuels) et les anciens C (369€ annuels). En recourant à la CSS-P, la prime annuelle des assurés, quelque soit leur type de contrat ACS passé, atteindrait environ 335€. Logiquement les anciens bénéficiaires du contrat le moins couvrant (contrat 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 verraient leur prime augmenter, cette variation annuelle atteindrait en moyenne 192€, 112€ et 59€ respectivement pour les anciens A, B et C. Enfin la ligne "D9" indique que les hausses de prime annuelle dépasseraient 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 verraient leur prime annuelle diminuer en recourant à la CSS-P. Cette baisse atteindrait en moyenne 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.

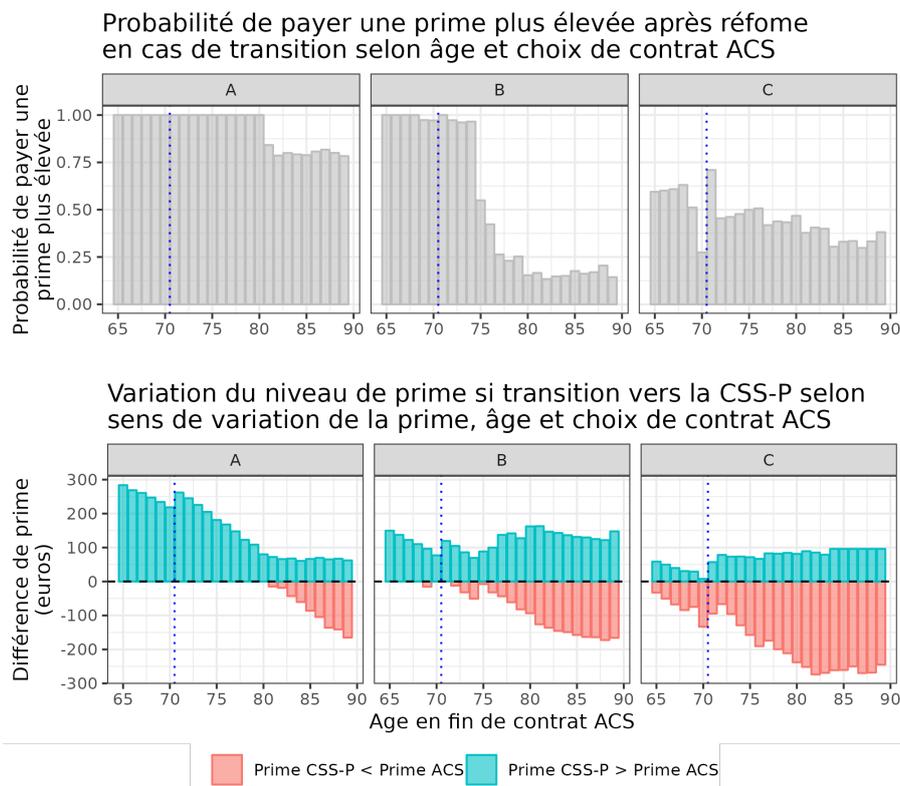
À niveau de contrat A, B ou C donné, la probabilité pour un assuré de voir sa prime augmenter en transitant vers la CSS-P et la variation de cette prime fluctuent dans deux dimensions : l'âge (24 modalités) et le groupement d'organisme complémentaire chez qui le précédent contrat a été souscrit (11 modalités). La figure 2 indique par âge, la part des assurés qui verraient leur prime augmenter en transitant vers la CSS-P ($\Pr(Prime^+) = 1$) et les variations annuelles et potentielles de prime à la hausse (en bleu) ou à la baisse (en rouge) ($\Delta prime$)²¹.

Quelque 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 C qui voient leur prime augmenter avec une probabilité comprise entre 25% et 75% selon les âges. Enfin, c'est parmi les anciens 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 de voir sa prime augmenter en recourant à la CSS-P diminue globalement avec l'âge, quel que soit le niveau de contrat

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

21. La figure A3 en annexe renseigne des mêmes informations que la figure 2 par groupement d'OC.

FIGURE 2 – Part de bénéficiaires d'un contrat ACS qui payeraient 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 (A, B et C)



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

Note.s : La ligne verticale bleue indique que le montant de la prime CSS-P augmente entre 70 et 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.

ACS précédemment souscrit²².

En transitant vers la CSS-P, les variations moyennes de prime annuelle vécue par les assurés n'excéderaient pas +/-300€ quelque soit les âges²³.

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 B de 65 ans à 89 ans et les anciens A de 75 ans à 79 ans. À l'opposé, les baisses moyennes de prime les plus élevées (< -200€/an) concernent les anciens C de plus de 77 ans. Les anciens B de plus de 80 ans, les anciens A de plus de 86 ans et les anciens C de 73 à 77 ans ont des baisses moyennes de prime plus modérées (comprises -100€/an et -200€/an). Globalement pour les autres assurés, les variations moyennes de prime annuelle n'excèdent pas plus de +/- 100€.

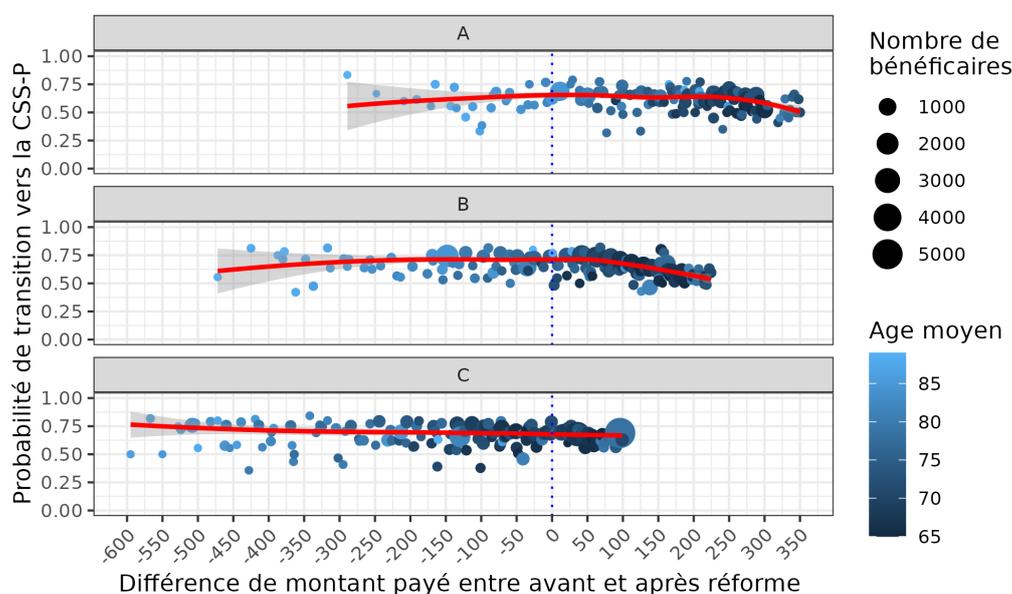
Quel que soit leur type de contrat ACS passé, la probabilité pour les assurés de recourir à la CSS-P au cours des trois mois suivant la fin de leur contrat ACS reste modérée : elle fluctue entre 61% et 71% (cf. ligne "%CSS-P à trois mois" du tableau 1)²⁴.

22. Ce résultat s'explique par l'existence de montants de prime ACS très élevés pour les plus âgés.

23. Soit un montant équivalent à 3.4% de la borne basse de la fourchette d'éligibilité à l'ACS/la CSS-P pour une personne seule vivant en France métropolitaine en 2019 (8 952€).

24. À titre de comparaison, le taux de renouvellement sous trois mois des contrats ACS étaient de 66% pour les

FIGURE 3 – Probabilité de transition vers la CSS-P sous trois mois - Selon les montants de variations de prime si transition à la CSS-P et par type de contrat ACS passé



Note.s : Chaque point représente la probabilité moyenne de transition vers la CSS-P (sous trois mois) par montant de variation de prime (arrondi à l'euro). La taille du point indique le nombre de bénéficiaires concernés par ce montant de variation. La couleur du point représente 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.

Les anciens bénéficiaires de contrats B et C qui verraient 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 verraient leur prime diminuer (respectivement de 71% et 69%). La figure 3 illustre l'association, 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) ne transitent pas moins vers la CSS-P. Elle semble en revanche être fonction décroissante des variations de prime, mais seulement pour des hausses de prime de plus de 200€/an pour les anciens A et pour des hausses de prime de plus de 50€/an pour les anciens 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 de variation de prime augmente et ce que les variations soient positives ou négatives.

5 Stratégie empirique

5.1 Régression par les moindres carrés ordinaires (MCO)

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 les deux spécifications suivantes :

personnes de plus de 60 ans en 2017 (Fonds CMU, 2017).

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

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

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

Où $CSSP_{iagd,Q}$ 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 3 mois suivant 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 prime que subirait l'assuré en transitant vers la CSS-P à condition que cette variation de prime soit positive, et 0 sinon. Parallèlement $\Delta prime_{iagd,Q}^-$ correspond à la variation de prime que subirait l'assuré en transitant vers la CSS-P à condition que cette variation de prime soit négative, et 0 sinon. En incluant ces deux variables, le modèle autorise des effets asymétriques d'une variation de prime à la hausse ou à la baisse sur la probabilité de transition vers la CSS-P.

$X'_{iagd,Q}$ est un vecteur de caractéristiques individuelles incluant le sexe, un indicateur du niveau de dépenses de santé en 2019²⁵, les classes d'âge (65-69 ans ; 70-79 ans ; 80-89 ans), le bénéfice d'une Affection de Longue Durée (ALD) et le bénéfice de l'Allocation adulte handicapé (AAH). Ces indicateurs pourraient être associés à la probabilité de transition vers la CSS-P : si ce sont les besoins en soins dentaires, en optique et en audiologie qui déterminent le choix de contrat ACS (A, B ou C), ce sont les besoins tous postes de soins confondus qui devraient être associés à la décision de transiter ou non vers 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 groupements d'organismes complémentaires ($\mu_{g,Q}$). Ces derniers tiennent compte des particularités des groupements d'organismes complémentaires (garanties supplémentaires, taille des organismes complémentaires, communication à propos de la réforme...). Nous incluons aussi des effets fixes départements ($\eta_{d,Q}$) qui contrôlent des caractéristiques inobservables de l'offre d'assurance communes à tous les assurés dans un même département.

Selon Abadie et al. (2017), l'exhaustivité des données administratives mobilisées dans notre étude supprime la nécessité d'inclure des clusters dans nos estimations²⁶. En revanche, les termes d'erreurs

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

26. Il serait alors arbitraire de choisir d'inclure des clusters pour tenir compte de possibles corrélations entre les perturbations des assurés du même âge plutôt que d'inclure des clusters par sexe, par département, par groupement

estimés sont robustes à l'hétéroscédasticité des perturbations.

Des coefficients β_{1Q} significativement négatifs indiquent que les assurés qui verraient leur prime augmenter en transitant vers la CSS-P ont une probabilité plus faible de recourir à la CSS-P que ceux qui verraient leur prime diminuer, à variation de couverture et à état de santé donnés. Des coefficients β_{2Q}^+ (respectivement β_{2Q}^-) significativement négatifs (respectivement positifs) indiquent qu'une hausse de prime (respectivement une baisse de prime) est associée à une probabilité moins élevée (respectivement 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, la catégorie d'âge ou le statut de bénéficiaire d'une ALD. Ces estimations nous permettent (a) de tester que les effets moyens estimés dans les spécifications 1 et 2 ne contiennent pas de biais d'agrégation et (b) de déterminer si des assurés en meilleure santé seraient plus sensibles aux variations de leur prime de complémentaire, ce qui traduirait un problème de sélection à la marge extensive.

Une analyse toutes choses égales par ailleurs et par niveau de contrat (A, B et C) par les moindres carrés ordinaires supprime l'influence sur la transition vers la CSS-P des variations de niveau de couverture induites par la réforme et de l'état de santé observable. Elle ne contrôle pas en revanche d'une possible endogénéité de nos variables $Prime^+$, $\Delta prime^+$ et $\Delta prime^-$. Si des caractéristiques individuelles, inobservables, comme l'aversion au risque, certaines dimensions de l'état de santé, la capacité à récolter de l'information sur un marché d'assurance complexe, etc. affectent à la fois la probabilité pour les assurés de voir leur prime augmenter ou le montant de variations de leur prime et leurs décisions de transition vers la CSS-P, nos régressions par les moindres carrés ordinaires ne sont pas convergentes. Cette source d'endogénéité est prévisible puisqu'à âge et type de contrat ACS passé donnés, la variabilité de nos variables d'intérêt ($Prime^+$, $\Delta prime^+$ et $\Delta prime^-$) provient de différences de prime initialement payée par les assurés en raison du statut plus ou moins dominée de leur contrat ACS.

5.2 Régression sur discontinuité (RDD)

Pour tenir compte d'une possible endogénéité de nos variables $Prime^+$ et $\Delta prime$ sur la probabilité de transition vers la CSS-P, nous mobilisons une méthode de régressions sur 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 CSS-P est effective si le bénéficiaire a 70 ans révolus au 1^{er} janvier de l'année quand il souscrit son contrat à la CSS-P, la discontinuité dans le montant de la prime s'applique donc entre les assurés de 70 et de 71 ans.

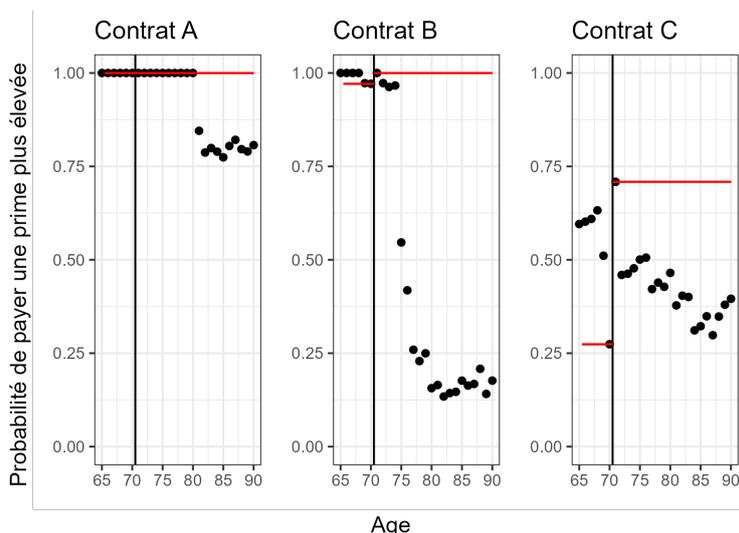
d'organismes complémentaires... (Abadie et al., 2017).

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 pour chaque sous-échantillon (les anciens titulaires de contrats ACS de type A, B ou C).

D'après la figure 4, la probabilité de voir sa prime augmenter ($Prime^+$) n'est pas une fonction continue de l'âge avant et après le seuil à 71 ans. Cette probabilité varie fortement d'un âge à un autre, notamment pour les anciens bénéficiaires du contrat ACS C. Pour cette raison, nous choisissons de ne pas approximer 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 sur discontinuité où le fait d'être de l'un ou de l'autre côté de la discontinuité peut être considéré comme aléatoire (le 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 : Les points noirs représentent la probabilité moyenne de payer une prime plus élevée en transitant de l'ACS vers la CSS-P à chaque âge. 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 RDD 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.

Nous considérons donc qu'il existe un certain nombre d'années, autour de 71 ans, pour lesquelles être assigné à payer une prime annuelle de 300€ ou de 360€ est aléatoire. L'effet du traitement (payer une prime plus élevée en transitant vers la CSS-P) sur la probabilité de transition de l'ACS vers la CSS-P, est calculé comme la différence des probabilités moyennes de transition de l'ACS vers la CSS-P de chaque côté du seuil, parmi les observations se trouvant dans la fenêtre où nous considérons une assignation aléatoire du traitement.

La figure 4 représente la première étape de l'analyse. Elle montre qu'il n'existe pas de discontinuité dans la probabilité de payer une prime plus élevée après la réforme à 71 ans pour les anciens

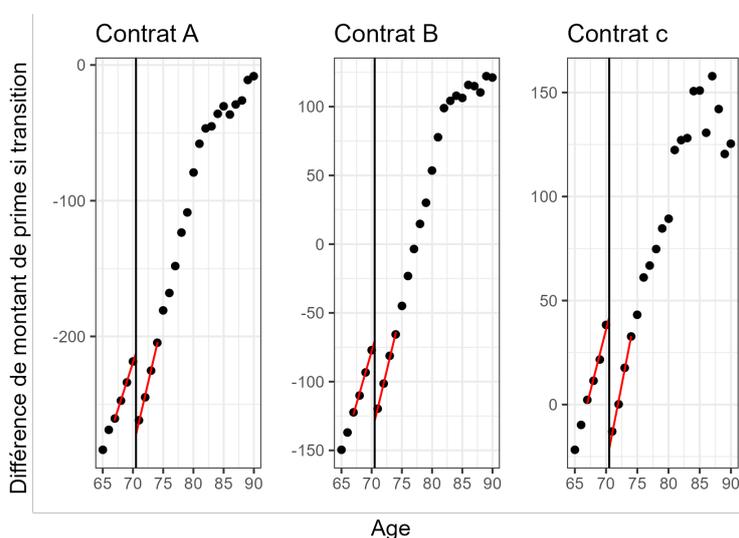
bénéficiaires du contrat A, ce sous échantillon est donc exclu de l'analyse²⁷. Pour les contrats B et C, nous observons une discontinuité à 71 ans. Pour ces deux sous échantillons, nous incluons dans les estimations les assurés âgés de 70 et 71 ans soit un an de chaque côté du seuil. Les lignes (1) et (2) du tableau A17 montrent qu'il existe bien un effet positif et significatif sur la probabilité de payer une prime plus élevée après la réforme de passer le seuil de 71 ans.

L'effet local du traitement sur la probabilité de transition de l'ACS vers la CSS-P correspond au ratio de l'effet estimé de la forme réduite²⁸ sur l'effet estimé en première étape. Il est valable pour les *compliers*, ici les assurés proche de 71 ans qui voient leur prime d'assurance complémentaire augmenter au passage de la réforme en raison de la hausse de prime annuelle de la CSS-P de 300€ à 360€ à 71 ans (les assurés qui avaient souscrit des contrats ACS dont les restes à payer étaient compris entre 300€/an à 360€/an).

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

La figure 5 présente la variation du montant de prime ($\Delta prime$) en fonction de l'âge. Elle indique pour chaque sous échantillon l'existence d'une discontinuité de la variation de 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.

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



Note.s : Les points noirs représentent la variation moyenne de montant de prime en transitant de l'ACS vers la CSS-P à chaque âge. Les droites rouges représentent deux droites d'équation $y = a + b * age$ au voisinage de 71 ans (avec un *bandwidth* de 4 années de chaque côté du seuil). Elles sont utilisées pour l'analyse RDD 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.

27. 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 de voir sa prime augmenter à 71 ans (âge à partir duquel le contrat CSS coûte annuellement 360€ plutôt que 300€) parmi ce sous échantillon.

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

Selon les recommandations de Cattaneo et al. (2019) et nos observations graphiques, nous choisissons d'estimer les effets du montant de variation de prime ($\Delta prime$) en suivant le cadre de la *continuity based approach*. Cette approche suppose que la variable d'intérêt est une fonction continue de la *running variable*, ici l'âge.

Dans ce cas, une estimation RDD 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.

Plus précisément, nous estimons en première étape :

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

$$\text{pour } i = 1n' \text{ et } Q = A, B, C$$

Où $\Delta prime_{i,Q}$ correspond au montant de variation de prime vécue par l'individu i s'il transite vers la CSS-P. $ge_{i,Q}$ (la running variable) correspond à l'âge de l'individu i , il est exprimé en années. $\mathbb{1}_{ge \geq 71}$ 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 $ge_{i,Q} * \mathbb{1}_{ge_{i,Q} \geq 71}$. C'est par l'observation graphique 5, que nous avons choisi 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 A18 en annexe, confirment ce que nous avons vu par lecture graphique, soit un saut positif et significatif à 71 ans du montant de variation de prime d'environ 60€ pour les trois sous échantillons.

Puis nous estimons en deuxième étape :

$$CSSP_{i,Q} = \alpha_{4Q} + \rho_{4Q} * ge_{i,Q} + \gamma_{4Q} * ge_{i,Q} * \mathbb{1}_{ge_{i,Q} \geq 71} + \pi_{4Q} \Delta prime_{i,Q} + \epsilon_{4i,Q} \quad (4)$$

$$\text{pour } i = 1n' \text{ et } Q = A, B, C$$

Où la variable $\Delta prime_{i,Q}$ traitée comme endogène est instrumentée par la variable $\mathbb{1}_{ge \geq 71}$. π_{4Q} s'interprète comme l'effet causal local autour de 71 ans d'une variation du montant de prime sur la probabilité de transiter de l'ACS vers la CSS-P.

Tests de falsification des hypothèses de la RDD

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 (sexe, statut d'ALD, bénéficiaire de l'AAH et niveau de dépenses de santé passées) soient aléatoires ou continues²⁹ au passage du seuil. Une évidence graphique de la validité des hypothèses garantissant l'estimation d'un effet causal est

29. Selon le cadre de RDD utilisé pour l'estimation : *local randomization* ou *continuity based approach*.

présentée dans les annexes A7 à A10 dans le cadre de la *local randomization* et dans les annexes A11 à A14 dans le cadre de la *continuity based approach*.

Les tableaux A19 et A20 indiquent l'effet de passer le seuil de 71 ans sur les caractéristiques individuelles (être une femme, bénéficiaire d'une ALD, bénéficiaire de l'AAH, montant de dépenses de santé en 2019). Ces résultats confirment qu'il n'y a aucun effet significatif du passage du seuil sur les caractéristiques individuelles, hormis un effet significatif (avec un risque de première espèce de 5%) du passage du seuil sur la probabilité de bénéficier d'au moins une ALD dans le sous échantillon des anciens B et seulement dans le cadre de la *local randomization*.

6 Résultats

6.1 Résultats par les MCO

Analyse principale

Les résultats des estimations des modèles 1 et 2 peuvent être lus dans les tableaux 2 et 3.

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)
Prime ⁺	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	16798	16798	29201	29201	38835	38835

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

AAH. Allocation adulte handicapée; ALD. Affection longue durée; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : 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 vers la CSS-P que les hommes (+ 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 vers la CSS-P que les hommes (une différence estimée entre 2 et 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 (Koopmans and Lamers, 2007). 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 des modèles 1 et 2 montrent également une association positive entre la probabilité de transition vers la CSS-P et les dépenses de santé passées quelque 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 (de -4 à -7 points de pourcentage) que les assurés appartenant aux quintiles supérieurs. En effet, à âge et statut d'ALD donnés, les bénéficiaires ayant des niveaux de dépenses plus importants (un plus mauvais état de santé) ont une incitation plus grande à effectuer des démarches pour participer à la CSS-P et conserver leur remboursement 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 transitent plus vers le dispositif de 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 transiter vers le programme de la CSS-P.

En admettant un seuil de risque de première espèce de 5%, la partie inférieure des tableaux 2 (ligne $Prime^+$) 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 recourent pas moins au nouveau dispositif. Dans le tableau 3, nous n'observons pas d'association entre une variation de prime annuelle de 100€ (à la hausse ou à la baisse) et le taux de transition vers la CSS-P (cf. ligne $\Delta prime^-$ (*100€) et $\Delta prime^+$ (*100€)), sauf pour les anciens bénéficiaires de contrats B qui transitent moins vers la CSS-P (-2 points de pourcentage) quand leur prime annuelle augmente de 100€.

Ces résultats ne sont pas affectés par l'inclusion du sexe et de l'état de santé (dépenses de santé passées, bénéfice d'une ALD, bénéfice de l'AAH et catégorie d'âge) dans les analyses. Les anciens assurés ACS sont peu (voire pas) sensibles à des variations de leur prime d'assurance dans leur décision de transition vers la CSS-P sous trois mois.

Analyse de l'hétérogénéité de l'effet des variations de prime

Cette sous-section teste si le fait de voir sa prime augmenter en passant à la CSS-P ou si les montants de variation de prime (à la hausse ou à la baisse) influencent différemment la probabilité de transition vers la CSS-P des assurés selon leur sexe, leur âge, leurs dépenses de santé passées et leur statut d'ALD.

Les dépenses de santé plus élevées des femmes, en raison de leurs besoins de soins ou de leurs préférences plus élevées pour la santé (Koopmans and Lamers, 2007), peuvent influencer sur leur décision

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)
$\Delta prime^+$ (*100€)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.02* (0.01)	-0.02* (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)
$\Delta prime^-$ (*100€)	-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	16798	16798	29201	29201	38835	38835

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

AAH. Allocation adulte handicapée ; ALD. Affection longue durée ; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : 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 vers la CSS-P que les hommes (+ 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.

de transition : les femmes pourraient être moins sensibles que les hommes à des variations de leur prime d'assurance. Les résultats des tableaux A5 et A6 rejettent cette hypothèse : nous n'observons aucune différence de sensibilité vis-à-vis du sens ou du montant de variations de la prime entre hommes et femmes.

Les estimations qui testent si les variations de prime affectent différemment les individus à différents âges sont présentés dans les tableaux A7 et A8. Tout comme pour le sexe, nous n'observons aucun effet différencié de l'effet du sens ou du montant de variation de la prime entre les classes d'âge.

Les tableaux A3 et A4 détaillent les résultats des régressions quand nous autorisons un effet différencié du sens et des montants de variation de prime sur le taux de transition vers la CSS-P selon que les assurés appartiennent ou non au premier quintile de la distribution des dépenses de santé en 2019.

Les assurés avec de faibles dépenses de santé sont plus sensibles à des variations de leur prime de complémentaire dans leur décision de participation à la CSS-P. Plus précisément, nous observons pour les sous échantillons B et C que les assurés qui voient leur prime augmenter et qui appartiennent au premier quintile de dépenses de santé ont une probabilité plus faible de transiter vers la CSS-P quand celle-ci s'accompagne d'une hausse de prime que les assurés dont les dépenses de santé sont supérieures au premier quintile. La différence est de 5 points de pourcentage pour les anciens titulaires de contrats

B et de 4 points de pourcentage pour les anciens titulaires de contrats C (cf. A3) et est significative en admettant un risque de première espèce respectivement de 5% et de 0.1%. Le tableau A4 confirme ce résultat pour l'échantillon des anciens bénéficiaires du contrat C : les assurés qui détenaient des contrats C et qui appartiennent au premier quintile de dépenses en 2019 ont une probabilité plus faible (-4 points de pourcentage) de transiter vers la CSS-P quand leur prime augmente de 100€ par rapport aux assurés avec des dépenses de santé élevées (appartenant au 2^{me}, 3^{me}, 4^{me} ou 5^{me} quintile de la distribution des dépenses).

Tout comme pour le niveau de dépenses de santé, l'association entre les variations potentielles de prime et le taux de transition vers la CSS-P sont hétérogènes selon le statut d'ALD. Pour le sous-échantillon des anciens titulaires de contrats de type B, le tableau A9 fait apparaître une association négative (de - 4 points de pourcentage) et significative entre le fait de voir sa prime de complémentaire augmenter en participant à la CSS-P et la probabilité de transition vers le nouveau dispositif pour les assurés qui ne bénéficient pas d'une ALD. 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 transiter vers la CSS-P significativement plus élevée que les non-ALD. Ces différences sont de 3 points de pourcentage pour les anciens B et de 2 points de pourcentage pour les anciens C. Dans le tableau A10, nous observons aussi 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 titulaires d'une ALD transitent plus vers la CSS-P quand leur prime d'assurance diminue que les non-ALD, cette différence est de 3 ou 4 points de pourcentage³⁰.

Pour résumé, il n'y a pas d'hétérogénéité de sensibilité aux sens et aux montants de variation de prime selon le sexe et l'âge des assurés. En revanche, nous observons des effets différenciés selon le niveau des dépenses de santé passées et le statut d'ALD, qui sont deux indicateurs de l'état de santé. Les résultats indiquent que les assurés en meilleure santé sont plus sensibles que les assurés en plus mauvaise santé aux variations de prime induites par la réforme de la CSS-P dans leur décision de transition vers la CSS-P. Nous retrouvons le raisonnement théorique indiquant une moindre disposition à payer pour continuer de bénéficier d'une complémentaire santé des assurés en meilleure santé.

6.2 Régressions sur discontinuité

Pour estimer l'effet causal du sens et du montant de variation de prime en transitant de l'ACS vers la CSS-P sur le taux de participation au nouveau dispositif de la CSS-P nous exploitons la variation exogène de la prime CSS-P à 71 ans de +60€ (voir figure 1).

Les dernières lignes du tableau A17 (lignes 7 et 8) et du tableau A18 (lignes 7, 8 et 9) indiquent les

30. Le tableau indique aussi parmi les anciens A un effet différencié d'une hausse de prime de 100€ sur la probabilité de transition entre les ALD et les non-ALD : la probabilité de transition est de 10 points de pourcentage plus élevé pour les bénéficiaires d'une ALD par rapport aux non-bénéficiaires d'une ALD.

résultats de la deuxième étape des régressions sur discontinuité présentées dans la section précédente. Voir sa prime de complémentaire augmenter en transitant de l'ACS vers la CSS-P n'a pas d'effet significatif sur la probabilité de transition vers la CSS-P des anciens bénéficiaires de contrats ACS de type B et C âgés de 71 ans³¹ (cf. Tableau A17). Ce résultat n'est valable que parmi les *compliers*, qui correspondent ici aux assurés qui avaient souscrit des contrats ACS dont les restes à payer annuels étaient compris entre 300€ et 360€³²

Les dernières lignes du tableau A18 indiquent quant à elles l'effet causal d'une variation du montant de prime sur la probabilité de transition de l'ACS vers la CSS-P. Comme pour la variable *Prime*⁺ les résultats de la RDD ne montrent pas d'effet significatif et ce quelque soit le type de contrat ACS (A, B ou C) souscrit précédemment par les assurés.

6.3 Tests de robustesse

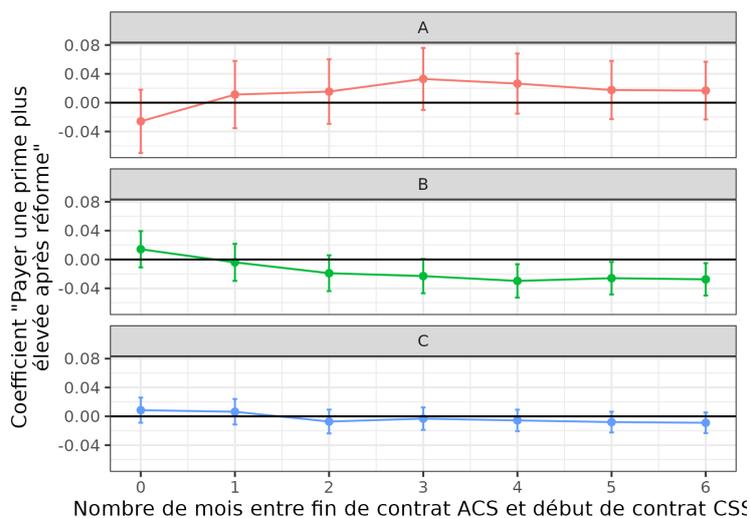
Dans cette section, nous testons si les résultats des équations 1 et 2 varient quand nous étudions les taux de transition de l'ACS vers la CSS-P sur des délais variant de 3 jours à 6 mois. Pour chacun des trois sous échantillons, les résultats des estimations des équations 1 peuvent être lus dans les tableaux A11, A12 et A13 et sur le graphique A4. Et les résultats des estimations 2 peuvent être lus dans les tableaux A14, A15 et A16 et sur le graphique 7.

Quel que soit le délai retenu pour étudier la transition vers la CSS-P, les anciens bénéficiaires de contrats ACS de type A et C ne sont pas sensibles à une hausse potentielle de leur prime dans leur comportement de transition de l'ACS vers la CSS-P en admettant toujours un seuil de risque de première espèce de 5%. En revanche, prendre un délai de transition supérieur à 3 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 transiter vers la CSS-P par rapport à ceux qui voient leur prime diminuer ; cette différence est de -3 points de pourcentage et est significative avec un risque de première espèce de 5%. En ce qui concerne les montants de variations, la modification du délai pour étudier la transition vers la CSS-P ne fait apparaître aucun nouveau résultat : avec un délai de transition de 2 à 6 mois, les anciens bénéficiaires de contrats B réduisent leur probabilité de transiter vers la CSS-P de 2 à 3 points de pourcentage quand leur prime annuelle augmente de 100€. Ces coefficients sont significatifs avec un risque de première espèce de 1%. Pour les échantillons B et C, les coefficients restent non significatifs.

31. Nous rappelons que l'absence de discontinuité dans la probabilité de voir sa prime augmenter autour de 71 pour les anciens A a interdit d'estimer cet effet dans ce sous-échantillon.

32. Dans notre échantillon, les anciens bénéficiaires d'un contrat de type B (respectivement de type C) avaient des restes à payer annuels moyens sur leur prime ACS de 282€ (respectivement 369€), cf. 1.

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

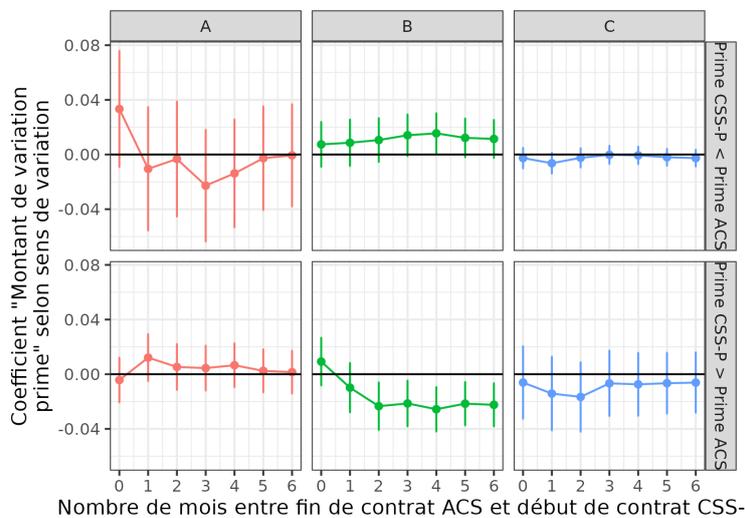


Note.s : Le point à 0 mois donne la probabilité d'avoir transité de l'ACS vers la CSS-P trois jours après la fin du contrat ACS. Les barres verticales représentent les intervalles de confiance à 95%.

Lecture : En admettant un seuil de risque de première espèce de 5%, les assurés qui étaient titulaires de contrats de type A et qui verraient leur prime augmenter en recourant à la CSS-P ne recourent pas moins au nouveau dispositif au cours des trois jours suivant la fin de leur contrat ACS que ceux qui verraient leur prime baisser.

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 $\Delta prime^+$ (*100€) et $\Delta prime^-$ (*100€) dans l'équation 2 - Selon le délai de transition considéré après la fin du contrat ACS



Note.s : Le point à 0 mois donne la probabilité d'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%. La partie supérieure de la figure indique les coefficients estimés pour la variable $\Delta prime^-$ (*100€) et la partie inférieure de la figure indique les coefficients estimés pour la variable $\Delta prime^+$ (*100€).

Lecture : En admettant un seuil de risque de première espèce de 5%, parmi les assurés qui étaient titulaires de contrats de type A, ni une baisse ni une hausse de prime de 100€/an en transitant vers la CSS-P ne sont associées à la probabilité de transition vers la CSS-P au cours des trois jours suivant 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.

7 Discussion

En supprimant les contrats de basse qualité, et à bas prix, qui étaient proposés par l'ACS, la réforme de la Complémentaire santé solidaire a obligé certains assurés à bas revenus (vivant avec des revenus

compris entre 68% et 92% du seuil de pauvreté) à payer une prime plus élevée pour rester couverts par une assurance complémentaire. Bien que cette nouvelle assurance soit de meilleure qualité sur les soins dentaires, l'optique et l'audiologie.

En utilisant les données du Système National des Données de Santé (SNDS) sur un échantillon d'anciens bénéficiaires de l'ACS âgés de 65 à 89 ans et en mobilisant deux méthodes économétriques distinctes (une régression par les moindres carrés ordinaires et une régression sur discontinuité), nous trouvons peu de preuves que l'augmentation de l'effort financier demandé à certains assurés a réduit leur décision de participation à la CSS-P.

Plus précisément, les résultats obtenus par les MCO montrent uniquement une association moyenne et négative entre les variations de prime induites par la réforme et la probabilité de transition de l'ACS vers la CSS-P sous trois mois chez les anciens titulaires de contrats ACS de type B (le contrat intermédiaire). Pour les anciens titulaires de contrats B et C, les résultats indiquent aussi que les assurés en meilleure santé (non-bénéficiaires d'une affection longue durée (ALD) ou appartenant au premier quintile de la distribution des dépenses de santé en 2019) sont plus sensibles aux variations de prime induites par la réforme de la CSS-P que les assurés en plus mauvaise santé. Ces résultats sont confirmés quand nous étudions des comportements de transition vers la CSS-P des assurés sur des délais de 3 jours à 6 mois suivant la fin de leur contrat ACS.

Enfin, quand nous contrôlons d'une possible endogénéité de nos variables d'intérêt à l'aide d'une méthode de régression sur discontinuité de type *fuzzy*, nous ne trouvons aucune preuve empirique qu'une hausse du montant de la prime ou que le montant de variation de la prime induite par la réforme de la CSS-P ait réduit la participation des assurés au nouveau dispositif³³. Ces résultats ne sont valables que pour des assurés âgés de 71 ans.

Plusieurs explications à ces résultats peuvent être avancées. Premièrement, le marché privé n'offre pas d'alternative : les complémentaires privées sont plus chères. Les individus n'ont donc d'autre choix que de transiter vers la CSS-P pour continuer d'être correctement couverts sur leurs soins de ville et hospitaliers.

Deuxièmement, la CSS-P améliore la prise en charge sur les soins dentaires, le matériel d'optique et l'audiologie. La transition vers la CSS-P, qu'elle s'accompagne ou non d'une hausse de prime, réduit donc les restes à charge des assurés sur ces postes de soins, ce qui peut correspondre à une hausse de leurs revenus disponibles. C'est l'argument avancé par le régulateur quelques mois avant la mise en place de la réforme : les bénéficiaires dont la prime augmenterait seraient compensés en termes de revenus disponibles, *via* une baisse de leurs restes à charges sur leurs dépenses de santé, dès lors qu'ils consommeraient un matériel d'optique, d'audiologie ou une prothèse dentaire, maintenant mieux pris en charge par le nouveau dispositif de la CSS-P (Fonds CMU, 2019). L'impact de la transition vers la

33. Rappelons néanmoins que l'effet d'une hausse de prime sur la participation à la CSS-P n'a pas pu être testé sur le sous échantillon des anciens bénéficiaires de contrats ACS de type A.

CSS-P sur l'utilisation du système de santé et sur les revenus disponibles reste néanmoins à étudier.

Troisièmement, les hausses de prime peuvent ne pas impliquer une réduction de la transition de l'ACS vers la CSS-P, car elles restent modérées : à chaque âge, les hausses moyennes de prime annuelle vécues par les assurés n'excèdent pas 300€, soit un montant équivalent à 3.4% de la borne basse de la fourchette d'éligibilité à l'ACS/la CSS-P pour une personne seule vivant en France métropolitaine en 2019. Pour de "faibles" variations de leur prime d'assurance complémentaire subventionnée, les anciens bénéficiaires de contrats ACS âgés de 65 à 89 ans seraient donc inélastiques au prix de leur assurance complémentaire santé.

D'autre part, nous observons que les assurés les moins à risques (non titulaires d'une ALD et appartenant au premier quintile de la distribution des dépenses de santé en 2019) sont plus sensibles à des variations de prime dans leurs décisions de transition vers la CSS-P. Ce résultat peut indiquer la présence de sélection adverse à la marge extensive sur le marché de l'assurance complémentaire santé subventionnée en France.

Au sein de la population étudiée, les anciens assurés ACS âgés de 65 à 89 ans, la stratégie du régulateur de supprimer les trois anciens contrats ACS au profit d'un seul contrat de qualité élevé et partiellement subventionné, semble avoir plutôt fonctionné. Hormis pour les anciens B et les assurés en meilleure santé qui étaient couverts par des contrats B et C, le niveau de subvention tel qu'il a été fixé par le législateur est assez élevé pour que les assurés ne renoncent pas à participer au programme de la CSS-P. L'objectif visant à augmenter le niveau de couverture de la population participant au dispositif semble atteint sans que la poursuite de cet objectif ait conduit certains assurés à renoncer à participer au programme. Ces résultats invalident, sur le marché de l'assurance complémentaire en France et pour une population âgée et à bas revenus, les prédictions théoriques de Geruso et al. (2019) confirmées sur le marché de l'assurance aux États-Unis par Saltzman (2021) : en subventionnant suffisamment un contrat d'assurance complémentaire de haute qualité, il est possible d'augmenter le niveau de couverture de la population sans réduire le taux de recours à l'assurance complémentaire.

Bien que notre étude contribue à l'évaluation de la réforme de la Complémentaire santé solidaire (CSS) débutée en novembre 2019 en France, de nombreux aspects de la réforme restent à étudier. Nous pensons notamment à l'effet de la simplification du marché, *via* une réduction du nombre d'options de contrats, sur le taux de recours de la population éligible au dispositif ou encore à l'effet de la hausse de la couverture sur la consommation de soins et les restes à charge des assurés.

En outre, notre champ d'analyse reste limité. Premièrement, nos résultats ne concernent que les anciens recourant à l'ACS, une population déjà bien intégrée dans le système de soins ou ayant une demande d'assurance élevée. En raison de l'absence d'information sur la situation économique des assurés, l'échantillon d'étude a été restreint aux assurés de 65 à 89 ans. Cette restriction empêche d'interpréter nos résultats pour la population ACS de moins de 65 ans. Le risque de sortie du dispositif (un risque de sélection à la marge extensive) est pourtant plus élevé chez des assurés plus jeunes et

en meilleure santé dont la disposition à payer pour s'assurer est probablement moins élevée : sont-ils prêts eux aussi à payer une prime plus élevée pour continuer de participer au dispositif ? Si le maintien de la tarification à l'âge réduit la menace d'une sortie du dispositif des assurés plus jeunes (Tebaldi, 2022), cet effet est encore à étudier.

Enfin, notre période d'étude inclut l'arrivée de la pandémie de Covid-19 et du 1^{er} confinement le 17 mars 2020, ce qui peut affecter nos résultats.

Bibliographie

- Alberto Abadie, Susan Athey, Guido W Imbens, and Jeffrey Wooldridge. When should you adjust standard errors for clustering? Technical report, National Bureau of Economic Research, 2017.
- Jason Abaluck and Jonathan Gruber. Choice inconsistencies among the elderly : evidence from plan choice in the Medicare Part D program. *American Economic Review*, 101(4) :1180–1210, 2011.
- Jason Abaluck and Jonathan Gruber. Improving the quality of choices in health insurance markets. Technical report, National Bureau of Economic Research, 2016.
- Raphaële Adjerad, Alice Bergonzoni, Bénédicte Boisguérin, Julia Cuvilliez, Athémane Dahmouh, Thibaut Faroux, Carine Ferretti, Jean-Cyprien Héam, Khadija Jabri, Myriam Mikou, and others. Les dépenses de santé en 2018. Résultats des comptes de la santé : édition 2019. 2019. Publisher : Drees.
- E. Alberola, L. Brice, C. Maes, and et al. La caractérisation de la population éligible à l’ACS et les motifs de non-recours. Technical report, Paris Fonds CMU, 2017.
- Katherine Baicker, William J. Congdon, and Sendhil Mullainathan. Health Insurance Coverage and Take-Up : Lessons from Behavioral Economics : Health Insurance Coverage and Behavioral Economics. *Milbank Quarterly*, 90(1) :107–134, March 2012. ISSN 0887378X. doi : 10.1111/j.1468-0009.2011.00656.x.
- Thomas C. Buchmueller, Agnès Couffinhal, Michel Grignon, and Marc Perronnin. Access to physician services : does supplemental insurance matter? Evidence from France. *Health economics*, 13(7) : 669–687, 2004. ISSN 1099-1050.
- M. Kate Bundorf and Mark V. Pauly. Is health insurance affordable for the uninsured? *Journal of Health Economics*, 25(4) :650–673, 2006.
- Matias D. Cattaneo, Nicolás Idrobo, and Rocío Titiunik. *A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs : Foundations*. Cambridge University Press, 1 edition, November 2019. ISBN 978-1-108-68460-6 978-1-108-71020-6. doi : 10.1017/9781108684606.
- Pierre-André Chiappori, Franck Durand, and Pierre-Yves Geoffard. Moral hazard and the demand for physician services : First lessons from a French natural experiment. *European economic review*, 42 (3-5) :499–511, 1998.
- Liran Einav and Amy Finkelstein. Selection in insurance markets : Theory and empirics in pictures. *Journal of Economic Perspectives*, 25(1) :115–38, 2011.
- Keith M Marzilli Ericson and Amanda Starc. How product standardization affects choice : Evidence from the massachusetts health insurance exchange. *Journal of Health Economics*, 50 :71–85, 2016.

- Keith Marzilli Ericson and Justin R Sydnor. Liquidity constraints and the value of insurance. Technical report, National Bureau of Economic Research, 2018.
- Amy Finkelstein, Nathaniel Hendren, and Mark Shepard. Subsidizing health insurance for low-income adults : Evidence from Massachusetts. *American Economic Review*, 109(4) :1530–67, 2019.
- Fonds CMU. Rapport annuel sur l'aide au paiement d'une complémentaire santé. Bénéficiaires, prix et contenu des contrats ayant ouvert droit à l'aide. Technical report, Paris Fonds CMU, 2017.
- Fonds CMU. Rapport annuel sur l'aide au paiement d'une complémentaire santé. Technical report, 2019.
- Carine Franc, Marc Perronnin, and Aurélie Pierre. Supplemental Health Insurance and Healthcare Consumption—A Dynamic Approach to Moral Hazard. *Health economics*, 25(12) :1582–1598, 2016.
- Richard G. Frank and Karine Lamiraud. Choice, price competition and complexity in markets for health insurance. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 71(2) :550–562, 2009.
- Pascale Genier. Assurance et recours aux soins. Une analyse microéconométrique à partir de l'enquête Santé 1991-1992 de l'Insee. *Revue économique*, pages 809–819, 1998.
- Michael Geruso, Timothy J Layton, Grace McCormack, and Mark Shepard. The two margin problem in insurance markets. *The Review of Economics and Statistics*, pages 1–46, 2019.
- Michel Grignon and Bidénam Kambia-Chopin. Income and the Demand for Complementary Health Insurance in France. page 32, 2009.
- Jonathan Gruber. Covering the Uninsured in the United States. *Journal of Economic Literature*, 46(3) :571–606, August 2008. ISSN 0022-0515. doi : 10.1257/jel.46.3.571.
- S. Guthmuller, F. Jusot, and J. Wittwer. Improving Takeup of Health Insurance Program A Social Experiment in France ;. *Journal of Human Resources*, 49(1) :167–194, 2014a.
- Sophie Guthmuller, Florence Jusot, Thomas Renaud, and Jérôme Wittwer. 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, 2014b. ISSN 0988-6982.
- Benjamin R Handel and Jonathan T Kolstad. Health insurance for " humans " : Information frictions, plan choice, and consumer welfare. *American Economic Review*, 105(8) :2449–2500, 2015.
- Johannes G Jaspersen. When full insurance may not be optimal : The case of restricted substitution. *Health Economics*, 2022.

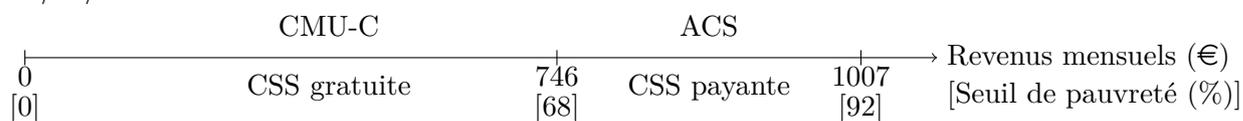
- F. Jusot, C. Perraudin, and J. Wittwer. L'accessibilité financière à la complémentaire santé en France : les résultats de l'enquête Budget de Famille 2006. *Economie Et Statistique*, (450-2011) :29–46, 2012. ISSN 0336-1454.
- Gerrit T Koopmans and Leida M Lamers. Gender and health care utilization : the role of mental distress and help-seeking propensity. *Social science & medicine*, 64(6) :1216–1230, 2007.
- A Lapinte and B Legendre. Renoncement aux soins : la faible densité médicale est un facteur aggravant pour les personnes pauvres. *Études et résultats, DREES*, 1200, 2021.
- Renaud Legal. 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, March 2009. ISSN 0035-2764.
- Romain Loiseau. 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), 2020.
- Thomas G McGuire. *Demand for health insurance*, volume 2. Elsevier, 2011.
- Jonas B. Pendzialek, Dusan Simic, and Stephanie Stock. Differences in price elasticities of demand for health insurance : a systematic review. *The European Journal of Health Economics*, 17(1) :5–21, January 2016. ISSN 1618-7598, 1618-7601. doi : 10.1007/s10198-014-0650-0.
- M. Perronnin. La complémentaire santé en 2014 : 5 % de non-couverts et 12 % parmi les 20 % les plus pauvres. *Questions D'économie De La Santé (Irdes)*, (229) :1–6, 2018. ISSN 1283-4769.
- Pierre, A. 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, May 2022. ISSN 1283-4769.
- Dahlia K. Remler and Sherry A. Glied. What other programs can teach us : Increasing participation in health insurance programs. *American journal of public health*, 93(1) :67–74, 2003.
- Michael Rothschild and Joseph Stiglitz. Equilibrium in competitive insurance markets : An essay on the economics of imperfect information. *Quarterly Journal of Economics*, 90(4) :629–647, 1976.
- Béregère Saliba and Bruno Ventelou. Complementary health insurance in France Who pays? Why? Who will suffer from public disengagement? *Health Policy*, 81(2-3) :166–182, May 2007. ISSN 01688510. doi : 10.1016/j.healthpol.2006.05.017.
- Evan Saltzman. Managing adverse selection : underinsurance versus underenrollment. *The RAND Journal of Economics*, 52(2) :359–381, 2021.

Pietro Tebaldi. Estimating equilibrium in health insurance exchanges : Price competition and subsidy design under the aca. Technical report, National Bureau of Economic Research, 2022.

Annexes

FIGURE A1 – Revenus 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.

*Pour une personne seule vivant en France métropolitaine.

Lecture : Avant le 1^{er} novembre 2019, une personne qui vit seule en France métropolitaine avec des revenus mensuels 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 – Tableau des garanties pour les contrats ACS proposés par les 11 groupements d'OC entre juillet 2015 et novembre 2019

	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

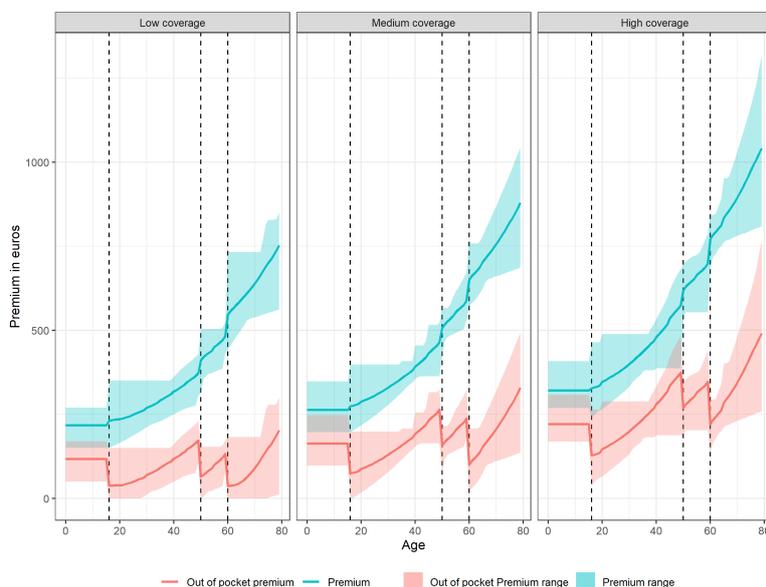
TABLE A2 – Hétérogénéité de garanties des contrats ACS par groupement d’organismes complémentaires

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Nuit adulte à l’hôpital pour admission enfant					✓ (B&C)						
Vaccination grippe						✓		✓			
Médicaments remboursés à 15%						✓		✓			
Cures thermales						✓		✓			
Service d’assistance						✓					
Contraception (50%)									✓		
Prévention dentaire (30€ /an)									✓		
Gratuité 3 ^{me} enfant		✓									

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

Source : Fonds de la CMU-C pour les garanties et les montants de prime. SNDS-DCIR pour les parts de marché calculées sur les bénéficiaires de l’ACS entre 2015 et 2019. Calculs des auteurs.

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

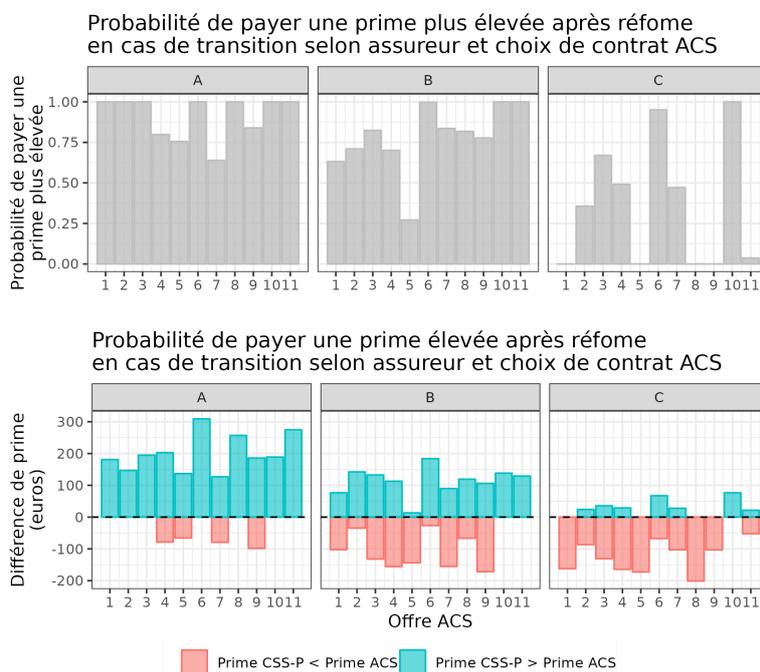


Lecture : Les montants de prime pour les contrats ACS de type A étaient compris entre 450€ et 730€ pour une personne de 60 ans et en moyenne de 550€. Une fois le montant de la subvention déduit de la prime annuelle, le reste à payer d’un bénéficiaire de 60 ans était compris entre 0€ et 200€ et en moyenne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

Note.s : Les aires bleues et rouges correspondent par âge à l’écart de prix entre le groupement d’OC 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 payeraient 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 (A, B et C)

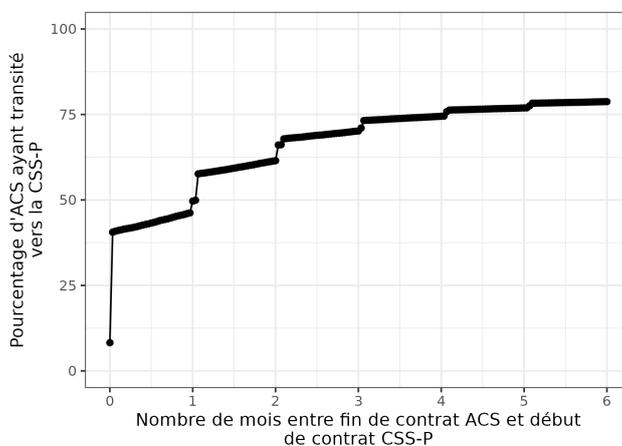


Lecture : 100% des bénéficiaires d'un contrat ACS de type A ayant choisi l'offre n°1 payeraient une prime plus élevée en transitant de l'ACS vers la CSS-P. Cette hausse atteindrait en moyenne +190€/an.

Note.s : La ligne verticale bleue indique que le montant de la prime CSS-P augmente à 70 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 de l'ACS vers la CSS-P entre 3 jours et 6 mois après la fin de leur contrat ACS



Note.s : Le point à 0 mois donne la probabilité d'avoir transité de l'ACS vers la CSS-P trois jours après la fin du contrat ACS.

Lecture : 50% des bénéficiaires d'un contrat ACS ont souscrit à un contrat 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 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	16798	29201	38835

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

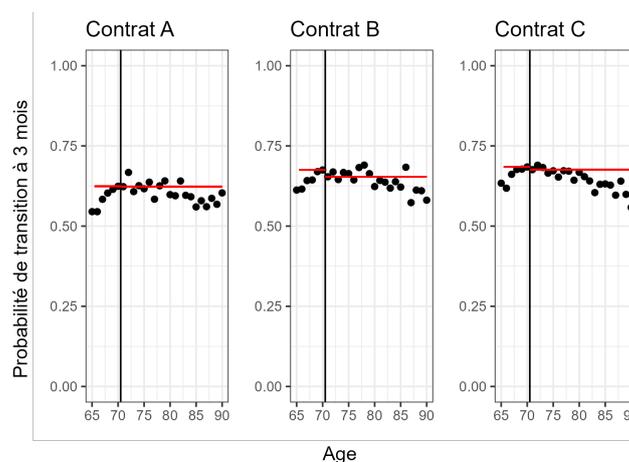
AAH. Allocation adulte handicapée; ALD. Affection longue durée; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : 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 vers la CSS-P que les hommes (+ 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.

FIGURE A5 – Probabilité de transition de l'ACS vers la CSS-P autour de 71 ans - par type de contrat ACS (*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.

Note.s : Les points noirs représentent la probabilité moyenne de transition de l'ACS vers la CSS-P à chaque âge. 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 RDD 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 A4 – Résultats des estimations de l'équation 2 - avec interaction entre $\Delta prime^+ / \Delta prime^-$ 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)
$\Delta prime^+$ (*100€)	0.00 (0.01)	-0.04** (0.01)	-0.04 (0.02)
$\Delta prime^-$ (*100€)	-0.06 (0.06)	0.02 (0.02)	0.01 (0.01)
$\Delta prime^+$ (*100€) x Dépenses>Q1	0.01 (0.01)	0.02 (0.01)	0.04* (0.02)
$\Delta prime^-$ (*100€) 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	16798	29201	38835

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

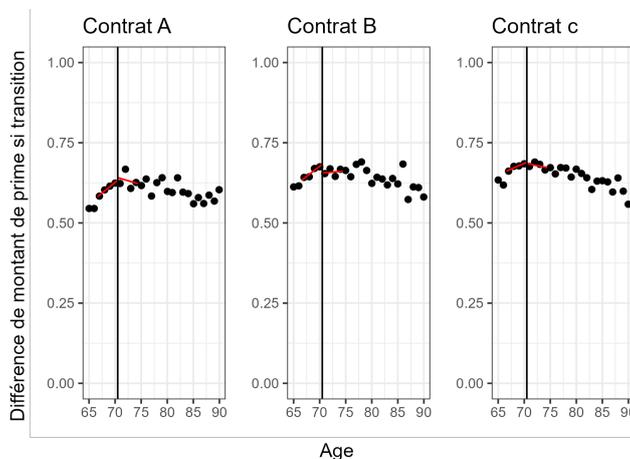
AAH. Allocation adulte handicapée ; ALD. Affection longue durée ; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : 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 vers la CSS-P que les hommes (+ 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.

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 : Les points noirs représentent la probabilité moyenne de transiter de l'ACS vers la CSS-P à chaque âge. Les droites rouges représentent deux droites d'équation $y = a + b * age$ au voisinage de 71 ans (avec un *bandwidth* de 4 années de chaque côté du seuil). Elles sont utilisées pour l'analyse RDD 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 A5 – 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	16798	29201	38835

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

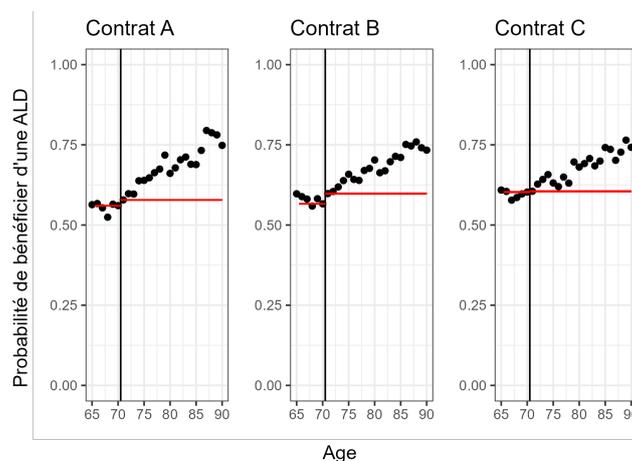
AAH. Allocation adulte handicapée; ALD. Affection longue durée; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : 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 vers la CSS-P que les hommes (+ 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.

FIGURE A7 – Probabilité de bénéficier d'au moins une ALD autour de 71 ans - par type de contrat ACS (*local randomization*)



Note.s : Les points noirs représentent la probabilité moyenne de bénéficier d'au moins une ALD à chaque âge. 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 RDD 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 A6 – Résultats des estimations de l'équation 2 - avec interaction entre $\Delta prime^+ / \Delta prime^-$ 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)
$\Delta prime^+$ (*100€)	0.02 (0.01)	-0.02* (0.01)	0.02 (0.02)
$\Delta prime^-$ (*100€)	0.01 (0.04)	0.02 (0.01)	0.00 (0.01)
$\Delta prime^+$ (*100€) 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	16798	29201	38835

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

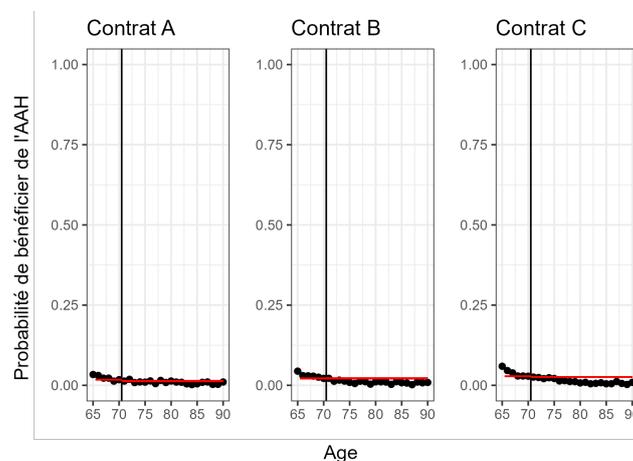
AAH. Allocation adulte handicapée ; ALD. Affection longue durée ; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : 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 vers la CSS-P que les hommes (+ 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.

FIGURE A8 – Probabilité de bénéficier de l'AAH autour de 71 ans - par type de contrat ACS (*local randomization*)



Note.s : Les points noirs représentent la probabilité moyenne de bénéficier de l'AAH à chaque âge. 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 RDD 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 A7 – 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	16798	29201	38835

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

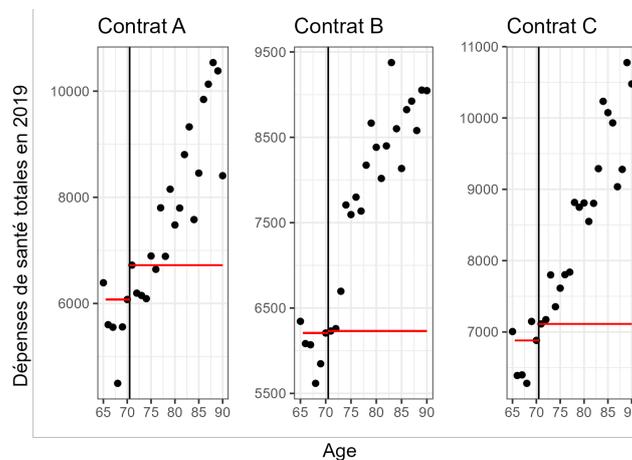
AAH. Allocation adulte handicapée ; ALD. Affection longue durée ; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : 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 vers la CSS-P que les hommes (+ 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.

FIGURE A9 – Dépenses de santé en 2019 autour de 71 ans - par type de contrat ACS (*local randomization*)



Note.s : Les points noirs représentent les dépenses de santé moyennes en 2019 à chaque âge. 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 RDD 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 A8 – Résultats des estimations de l'équation 2 - avec interaction entre $\Delta prime^+ / \Delta prime^-$ 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)
$\Delta prime^+$ (*100€)	0.01 (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.01 (0.03)
$\Delta prime^-$ (*100€)	-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	16798	29201	38835

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

AAH. Allocation adulte handicapée; ALD. Affection longue durée; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : 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 vers la CSS-P que les hommes (+ 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 A9 – 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	16798	29201	38835

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

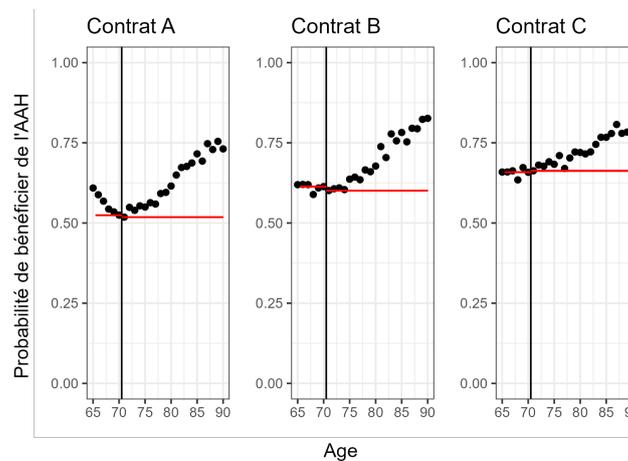
AAH. Allocation adulte handicapée ; ALD. Affection longue durée ; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : 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 vers la CSS-P que les hommes (+ 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.

FIGURE A10 – Probabilité d'être une femme autour de 71 ans - par type de contrat ACS (*local randomization*)



Note.s : Les points noirs représentent la probabilité moyenne d'être une femme à chaque âge. 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 RDD 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 A10 – Résultats des estimations de l'équation 2 - avec interaction entre $\Delta prime^+ / \Delta prime^-$ 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)
$\Delta prime^+$ (*100€)	0.00 (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.03 (0.02)
$\Delta prime^-$ (*100€)	-0.08* (0.04)	0.01 (0.01)	-0.00 (0.00)
$\Delta prime^+$ (*100€) x ALD	0.10* (0.05)	0.00 (0.01)	0.00 (0.00)
$\Delta prime^-$ (*100€) 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	16798	29201	38835

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

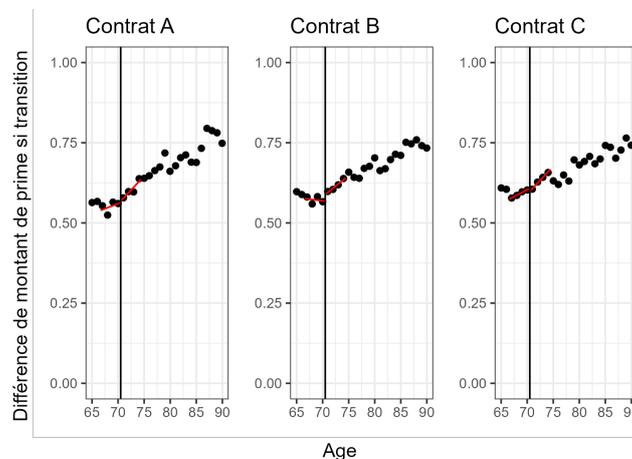
AAH. Allocation adulte handicapée ; ALD. Affection longue durée ; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : 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 vers la CSS-P que les hommes (+ 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.

FIGURE A11 – Probabilité de bénéficier d'au moins une ALD autour de 71 ans - par type de contrat ACS (*continuity based approach*)



Note.s : Les points noirs représentent la probabilité moyenne de bénéficier d'au moins une ALD à chaque âge. Les droites rouges représentent deux droites d'équation $y = a + b * age$ au voisinage de 71 ans (avec un *bandwidth* de 4 années de chaque côté du seuil).

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 A11 – 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)
Adj. R ²	0.07	0.06	0.06	0.05	0.04	0.04	0.04
N	16798	16798	16798	16798	16798	16798	16798

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

AAH. Allocation adulte handicapée; ALD. Affection longue durée; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : 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 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 A12 – 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)
Adj. R ²	0.09	0.08	0.06	0.06	0.05	0.04	0.04
N	29201	29201	29201	29201	29201	29201	29201

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

AAH. Allocation adulte handicapée; ALD. Affection longue durée; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : 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 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 A13 – 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)
Adj. R ²	0.09	0.07	0.06	0.05	0.04	0.04	0.04
N	38835	38835	38835	38835	38835	38835	38835

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

AAH. Allocation adulte handicapée; ALD. Affection longue durée; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : 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 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 A14 – 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)
$\Delta prime^+$ (*100€)	-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)
$\Delta prime^-$ (*100€)	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)
Adj. R ²	0.07	0.06	0.05	0.05	0.04	0.04	0.04
N	16798	16798	16798	16798	16798	16798	16798

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

AAH. Allocation adulte handicapée; ALD. Affection longue durée; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : 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 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 A15 – 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)
$\Delta prime^+$ (*100€)	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)
$\Delta prime^-$ (*100€)	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)
Adj. R ²	0.09	0.08	0.06	0.06	0.05	0.05	0.04
N	29201	29201	29201	29201	29201	29201	29201

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

AAH. Allocation adulte handicapée ; ALD. Affection longue durée ; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : 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 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 A16 – Résultats des estimations de l'équation 2 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)
$\Delta prime^+$ (*100€)	-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)
$\Delta prime^-$ (*100€)	-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)
Adj. R ²	0.09	0.07	0.06	0.05	0.04	0.04	0.04
N	38835	38835	38835	38835	38835	38835	38835

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

AAH. Allocation adulte handicapée ; ALD. Affection longue durée ; OC. Organisme complémentaire.

Note.s : 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 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 A17 – Analyse de l’impact de $Prime^+$ sur la probabilité de transition de l’ACS vers la CSS-P
- Régression sur discontinuité

Ligne	Variable	Design	Contrat	Coefficient	P-value		N
					(Finite sample)	(Large sample)	
1	$Prime^+$	Sharp (première étape)	B	0,029	0,000	0,000	3932
2	$Prime^+$	Sharp (première étape)	C	0,435	0,000	0,000	5547
3	$CSSP$	Sharp (forme réduite)	A	-0,001	0,970	0,954	2067
4	$CSSP$	Sharp (forme réduite)	B	-0,021	0,174	0,159	3932
5	$CSSP$	Sharp (forme réduite)	C	-0,008	0,505	0,499	5547
6	$CSSP$	Fuzzy (TSLS)	B	-0,737		0,167	3932
7	$CSSP$	Fuzzy (TSLS)	C	-0,020		0,499	5547

Note.s : Les coefficients sont estimés par une RDD dans le cadre de la *local randomization*. La largeur de *bandwidth* choisi est d’un an de chaque de 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 A18 – Analyse de l’impact de $\Delta prime$ sur la probabilité de transition de l’ACS vers la CSS-P
- Régression sur discontinuité

Ligne	Variable	Design	Contrat	Coefficient	P-value		N
					(robust)	Bandwidth	
1	$\Delta prime$	Sharp (première étape)	A	59,7	0,000	3,6	8210
2	$\Delta prime$	Sharp (première étape)	B	60,5	0,000	3,5	15148
3	$\Delta prime$	Sharp (première étape)	B	65,3	0,000	3,4	16332
4	$CSSP$	Sharp (forme réduite)	A	0,003	0,996	3,8	8210
5	$CSSP$	Sharp (forme réduite)	B	-0,027	0,268	3,9	15148
6	$CSSP$	Sharp (forme réduite)	C	-0,009	0,725	3,9	16332
7	$CSSP$	Fuzzy (TSLS)	A	0,000	0,967	3,9	8210
8	$CSSP$	Fuzzy (TSLS)	B	0,000	0,240	4,2	16248
9	$CSSP$	Fuzzy (TSLS)	C	0,000	0,623	3,5	16332

Note.s : Les coefficients sont estimés par une RDD 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 A19 – Tests de falsification pour la RDD dans le cadre de la *local randomization*

Variable	Contrat	Coefficient	P-value		N
			(Finite sample)	(Large sample)	
ALD	A	0,018	0,417	0,415	2067
ALD	B	0,032	0,043	0,043	3932
ALD	C	0,02	0,086	0,854	5547
AAH	A	-0,004	0,483	0,423	2067
AAH	B	0,000	1,000	0,949	3932
AAH	C	-0,003	0,578	0,523	5547
Dépenses	A	646,9	0,301	0,294	2067
Dépenses	B	22,9	0,960	0,957	3932
Dépenses	C	230,3	0,521	0,541	5547
Femme	A	-0,006	0,789	0,779	2067
Femme	B	-0,012	0,450	0,430	3932
Femme	C	0,005	0,739	0,715	5547

Note.s : Les coefficients sont estimés par une RDD dans le cadre de la *local randomization*. La largeur de *bandwidth* choisi est d’un an de chaque de 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.

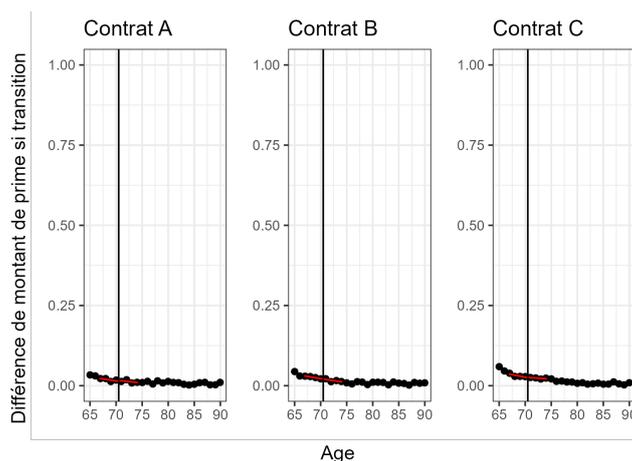
TABLE A20 – Tests de falsification pour la RDD dans le cadre de la *continuity based approach*

Variable	Contrat	Coefficient	P-value (robust)	Bandwidth	N
ALD	A	0,003	0,878	3,9	8210
ALD	B	0,022	0,315	3,9	15148
ALD	C	-0,011	0,279	2,3	16332
AAH	A	0,000	0,682	3,7	8210
AAH	B	0,003	0,455	3,6	15148
AAH	C	-0,001	0,631	3,9	16332
Dépenses	A	501,5	0,720	3,9	8210
Dépenses	B	-236,1	0,619	4,0	15148
Dépenses	C	-145,1	0,724	3,9	16332
Femme	A	-0,003	0,660	3,7	8210
Femme	B	-0,016	0,327	3,9	15148
Femme	C	0,006	0,511	3,7	16332

Note.s : Les coefficients sont estimés par une RDD 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.

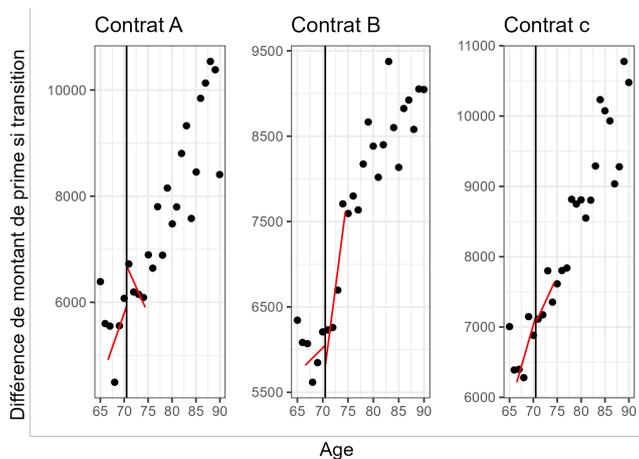
FIGURE A12 – Probabilité de bénéficier de l'AAH autour de 71 ans - par type de contrat ACS (*continuity based approach*)



Note.s : Les points noirs représentent la probabilité moyenne de bénéficier d'au moins une ALD à chaque âge. Les droites rouges représentent deux droites d'équation $y = a + b * age$ au voisinage de 71 ans (avec un *bandwidth* de 4 années de chaque côté du seuil).

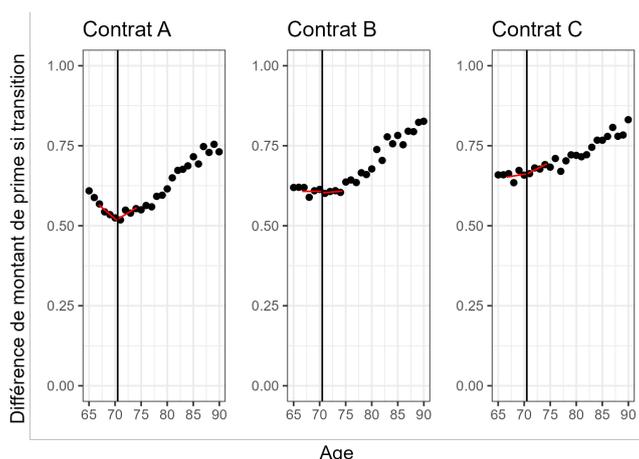
Source et champ : SNDS-DCIR, Bénéficiaires d'un contrat ACS, de 65 à 89 ans, qui se termine entre le 1^{er} novembre 2019 et le 31 janvier 2020.

FIGURE A13 – Dépenses totales de santé autour de 71 ans - par type de contrat ACS (*continuity based approach*)



Note.s : Les points noirs représentent les dépenses moyennes de santé à chaque âge. Les droites rouges représentent deux droites d'équation $y = a + b * age$ au voisinage de 71 ans (avec un *bandwith* de 4 années de chaque côté du seuil).
 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 : Les points noirs représentent la probabilité moyenne d'être une femme à chaque âge. Les droites rouges représentent deux droites d'équation $y = a + b * age$ au voisinage de 71 ans (avec un *bandwith* de 4 années de chaque côté du seuil).
 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

1	Résultats et contributions	212
2	Prolongement des travaux	213

1 Résultats et contributions

L'objet général de ce travail est d'améliorer la compréhension que nous avons de l'impact des politiques d'assurances complémentaires santé sur l'utilisation du système de santé et les décisions de couverture des ménages français les plus pauvres.

Dans cette thèse, nous montrons qu'en 2014, les ménages français les plus pauvres ont une probabilité plus faible de recourir aux soins et une probabilité plus élevée de renoncer aux soins pour raisons financières que les ménages les plus riches. Ce, malgré l'existence d'un système d'assurance publique, obligatoire et universelle et malgré la mise en place de politiques de lutte contre ces inégalités. Les participations financières laissées à la charge des ménages se traduisent en iniquités verticales dans l'accès aux soins.

Parmi les politiques mises en place pour lutter contre les iniquités d'accès aux soins, deux favorisent l'accès à l'assurance complémentaire, la Couverture Maladie Universelle Complémentaire (CMU-C) depuis 2000 et l'Aide à l'acquisition d'une Complémentaire Santé (ACS) depuis 2005. La CMU-C permet de supprimer les participations financières sans contrepartie pour les plus pauvres et l'ACS demande le paiement d'une (faible) prime d'assurance pour une qualité de couverture proche de celle de la CMU-C. Nous montrons que la suppression des participations financières permet d'augmenter l'utilisation du système de santé et ce, que les bénéficiaires payent une prime d'assurance ou non. Cette augmentation de l'utilisation du système de santé est durable dans le temps et ne résulte pas d'un rattrapage de soins auxquels les bénéficiaires auraient renoncé auparavant. Des sous-populations précédemment couvertes par des contrats privés ou bénéficiant d'exemptions de paiement pour maladie chronique bénéficient également de la suppression des participations financières et augmentent leur utilisation du système de santé quand ils bénéficient de ces dispositifs. Nos résultats suggèrent également un plus grand effet de la CMU-C, programme proposant gratuitement la suppression des participations financières, que de l'ACS. Cependant, les populations et périodes utilisées dans ces deux chapitres sont différentes, ce qui ne nous permet pas de conclure quant à ce dernier résultat.

Nous réaffirmons ici le rôle des co-paiements sur la demande de soins des ménages les plus pauvres. Laisser une part, même minime, du coût des soins aux ménages conduit à une réduction de la quantité de soins consommés. Ainsi, subventionner l'accès à l'assurance complémentaire des ménages les plus pauvres est une politique efficace pour augmenter, quantitativement, leur consommation de soins et donc lutter contre les iniquités d'accès aux soins. Nous ne sommes cependant pas en mesure d'émettre un jugement sur la pertinence de cette consommation de ces soins.

Cette thèse s'intéresse également à la sensibilité au prix de la demande d'assurance des ménages pauvres pour acquérir des garanties supplémentaires pour le remboursement de matériels d'optique, d'audiologie ou le remboursement de prothèses dentaires. Nous montrons qu'une partie des ménages réagit aux variations de prix des contrats d'assurance, mais que cette proportion est relativement

limitée. Il existe peu de travaux sur la sensibilité au prix de la demande d'assurance complémentaire en France et ce travail a pour originalité d'être le premier à s'intéresser à la sensibilité de la demande d'assurance des ménages pauvres. Alors même que connaître la sensibilité au prix de la demande d'assurance est essentiel pour anticiper les effets secondaires de toute politique qui aurait une influence sur le niveau des primes d'assurances.

La réforme de la Complémentaire Santé Solidaire de novembre 2019, le programme remplaçant la CMU-C et l'ACS, est un exemple de politique ayant une influence sur le niveau des primes d'assurance complémentaire payée par une partie de la population. Alors que le législateur visait une amélioration de la qualité de couverture des bénéficiaires, une augmentation du niveau des primes risquait de diminuer le taux de couverture de la population ACS. Nous montrons que la sensibilité au prix des ménages bénéficiaires de l'ACS est suffisamment faible pour qu'ils acceptent de payer une prime d'assurance plus élevée en échange d'un niveau de garantie accru. Nous proposons ici une première évaluation de la réforme de la CSS et contribuons à la littérature s'intéressant aux arbitrages entre niveau de couverture, solidarité et taux de couverture sur les marchés d'assurance.

2 Prolongement des travaux

Les travaux qui constituent cette thèse peuvent être approfondis pour améliorer notre compréhension de l'effet de subventionner l'accès à l'assurance complémentaire sur la demande de soins et la demande d'assurance maladie.

Une extension directe des travaux sur l'effet de la suppression des participations financières sur la consommation de soins serait de réaliser une analyse plus « qualitative » de ces effets. En effet, les travaux de cette thèse proposent une analyse par poste de soins et par groupes de populations. Mais les données administratives de remboursement de soins peuvent aussi permettre de calculer des effets selon la pertinence des soins, ou de mettre en évidence des effets de substitution ou de complémentarité entre différents postes de soins, ou encore, de calculer des effets selon le secteur de conventionnement du professionnel de santé.

Par ailleurs, si nous mettons en évidence que la demande d'assurance est sensible au niveau des primes, nos travaux ne permettent pas d'identifier l'origine de cette sensibilité. L'augmentation de la demande pour un contrat de meilleure qualité, quand le prix diminue, peut avoir deux sources différentes : une contrainte de liquidité relâchée ou un changement dans les prix relatifs des différentes qualités d'assurance proposées. La contrainte de liquidité implique que certains ménages pourraient souhaiter se couvrir avec le niveau le plus élevé, même quand son prix est le plus élevé, mais que leur revenu disponible ne le leur permet pas. Si l'effet est lié à une variation des prix relatifs, alors la variation de prix de l'assurance entraîne une modification des décisions de consommation des bénéficiaires et ceux-ci ne souhaitent acquérir le meilleur niveau d'assurance que s'il est accessible à un

prix plus faible. Une autre extension de travaux sur la demande d'assurance serait une évaluation du choix d'assurance sur l'accès aux matériels d'optique, d'audiologie et aux prothèses. Enfin concernant le dernier chapitre, lors de la réforme de la CSS, le législateur, conscient de l'augmentation du niveau des primes pour certains bénéficiaires, a motivé la mise en place de la réforme par l'argument qu'avec un niveau accru de remboursement, le paiement d'une prime plus élevée est compensé en termes de revenu disponible dès lors que le bénéficiaire profite du remboursement d'un matériel d'optique, d'audiologie ou de prothèses dentaires. Une évaluation s'intéressant aux effets de cette réforme sur le revenu disponible des ménages recourant permettrait de savoir si l'argument du législateur est justifié.

RÉSUMÉ

Cette thèse contribue à la compréhension de l'impact des politiques d'assurance complémentaire en santé sur l'utilisation du système de soins et les décisions d'assurance des ménages pauvres en France.

Le premier chapitre présente le contexte dans lequel cette thèse s'inscrit. Il décrit les inéquités d'accès aux soins en France, détaille les politiques mises en place pour les réduire et présente l'état des connaissances sur l'efficacité de ces politiques. Une seconde partie de cette thèse s'intéresse à l'impact des politiques qui subventionnent l'accès à l'assurance complémentaire santé. Le second chapitre étudie le cas d'une subvention complète. Nous montrons que le recours à ce programme subventionné a un impact positif et de forte magnitude sur l'utilisation du système de santé. Le troisième chapitre s'intéresse au cas où l'assurance est subventionnée partiellement. Nous montrons que la subvention partielle a également un impact positif sur l'utilisation du système de santé.

Dans une troisième partie, nous analysons la demande d'assurance complémentaire en santé des ménages pauvres en France. Le quatrième chapitre montre que la demande pour différentes qualités d'assurance complémentaire est sensible au niveau des primes : la demande pour une meilleure qualité augmente quand le niveau de prime diminue. Dans un cinquième chapitre, nous analysons les choix de couverture des ménages à bas revenu quand le prix et la qualité de l'assurance augmentent de façon simultanée. Nous montrons que les assurés acceptent, en moyenne, de payer une prime plus importante afin de conserver leur couverture par une assurance complémentaire.

MOTS CLÉS

Assurance complémentaire en santé, Accès aux soins, Inégalités, Ménages pauvres

ABSTRACT

This dissertation work contributes to the comprehension of the impact of complementary health insurance policies on healthcare utilization and coverage decision among the poorest in France, it ambitions to highlight how such policies shape the equity level of the French health system.

The first chapter present the context in which the thesis in embedded. It describes the level of inequities of access to healthcare in France, details the policies implemented to reduce it and reviews the existing knowledge about the effectiveness of these policies. The second part is interested in the impact of subsidizing complementary health insurance on the utilization of healthcare. The second chapter studies the case of a fully subsidized complementary health insurance. We show that taking up the program has a positive and important impact on health services utilization. The third chapter focuses on a program offering incomplete subsidy for complementary health insurance. We show that the program also has a positive impact on health services utilization.

The third part analyses the demand for complementary health insurance for poor individuals. The fourth chapter shows that the demand for complementary health insurance is premium elastic : demand for higher coverage increase when the premium level decreases. In the fifth chapter, we analyse low income insurance choices when individuals are required to pay a higher premium but also get a higher level of coverage. We show that, despite being premium elastic, individuals are willing to pay more in order to remain insured instead of losing their complementary health insurance coverage.

KEYWORDS

Complementary health insurance, Access to health care, Inequalities, Poor households