

# Évolution de la dépense en part de complémentaire santé des bénéficiaires de la CMU-C : analyse et prévision

Benoît Carré  
Marc Perronnin

## Remerciements

Les auteurs de ce rapport remercient le Fonds CMU-C de leur avoir permis de réaliser cette étude et pour l'attention qu'il a portée au projet durant toute sa réalisation (Cf. Appel à projet de recherche p. 77). Leurs remerciements vont également aux membres du comité de suivi scientifique de l'étude : Sébastien Bellavoit (Cnam 92), Philippe Comte (Fonds CMU-C), Marianne Cornu Pauchet (Fonds CMU-C), Sara Donati (Fonds CMU-C), Christelle Gastaldi-Ménager (DSES, Cnam), Mathis Haradji (DSS), Grégoire de Lagasnerie (DSS), Gwenaëlle Le Bohec (Fonds CMU-C), Emmanuel Lhour (Drees), Stéphane Runfola (Fonds CMU-C), Martine Thomas (DSES, Cnam). Enfin, la partie prévision de ce travail a bénéficié d'un partage d'information et d'une aide autour des modèles de la part de Thibault Mallet, Marie Maury et Jean-Philippe Perret, membres du Département synthèse et prévisions (DSP-DSES) de la Cnam, que nous tenons également à remercier ici.



INSTITUT DE RECHERCHE ET DOCUMENTATION EN ÉCONOMIE DE LA SANTÉ  
117bis, rue Manin 75019 Paris • [www.irdes.fr](http://www.irdes.fr) • Tél. : 01 53 93 43 06 • E-mail : [publications@irdes.fr](mailto:publications@irdes.fr)

- **Directeur de publication** : Denis Raynaud • **Éditrice** : Anne Evans • **Éditrice adjointe** : Anna Marek
- **Maquettiste-infographiste** : Franck-Séverin Clérembault • **Assistant à la mise en page** : Damien Le Torrec
- **Diffusion** : Suzanne Chriqui • **Dépôt légal** : novembre 2018 • **ISBN** : 978-2-87812-472-9 (papier), 978-2-87812-473-6 (PDF)

# Évolution de la dépense en part de complémentaire santé des bénéficiaires de la CMU-C : analyse et prévision

Benoît Carré (Irdes)  
Marc Perronnin (Irdes)

Une co-édition Irdes / Fonds CMU-C

LES RAPPORTS DE L'IRdes

n° 569 • novembre 2018

ISBN : 978-2-87812-474-3

Les reproductions de textes, graphiques ou tableaux sont autorisées  
à condition de mentionner la source et le(s) auteur(s).

## Sommaire

<b>Introduction .....</b>	<b>7</b>
---------------------------	----------

<b>Synthèse .....</b>	<b>9</b>
-----------------------	----------

### Chapitre I

#### **Précarité et complémentaire santé : une revue de littérature .....**

**13**

<b>1. Le contexte.....</b>	<b>13</b>
----------------------------	-----------

1.1. La Couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) .....	13
---	----

1.2. La population des bénéficiaires de la CMU-C .....	14
--	----

1.2.1. Des caractéristiques démographiques et familiales singulières.....	14
---	----

1.2.2. De fortes disparités territoriales .....	15
---	----

1.2.3. Une exposition aux facteurs de risques plus intense.....	15
---	----

1.2.4. Un état de santé plus dégradé que celui du reste de la population .....	15
--	----

1.2.5. Des dépenses de santé plus élevées .....	16
---	----

1.3. La dynamique récente.....	17
--------------------------------	----

1.3.1. Des effectifs en hausse constante depuis 2010 .....	17
--	----

1.3.2. Des effectifs régulièrement renouvelés .....	17
---	----

1.3.3. Une baisse des dépenses depuis 2012.....	17
---	----

1.3.4. La mise en place d'un accompagnement dans le recours aux dispositifs et aux soins .....	18
---	----

<b>2. Les déterminants des dépenses de santé .....</b>	<b>19</b>
--	-----------

2.1. Les déterminants macro-économiques .....	19
---	----

2.1.1. Les déterminants généraux des dépenses de santé au niveau macro- économique .....	19
---	----

2.1.2. Les prédictions des dépenses dans le cadre d'un dispositif de type CMU-C ..	22
--	----

2.2. Les déterminants micro-économiques .....	24
---	----

2.2.1. L'éducation et l'origine sociale.....	24
--	----

2.2.2. L'aversion au risque .....	24
-----------------------------------	----

2.2.3. L'âge.....	24
-------------------	----

2.2.4. L'état de santé initial .....	25
--------------------------------------	----

2.2.5. Le prix des soins .....	25
--------------------------------	----

2.2.6. Le revenu et la catégorie socioprofessionnelle .....	25
---	----

<b>3.</b>	<b>L'impact de la couverture santé sur les dépenses de santé.....</b>	<b>26</b>
3.1.	L'antisélection et l'aléa moral .....	26
3.1.1.	L'antisélection .....	26
3.1.2.	L'aléa moral .....	26
3.2.	Les enseignements du <i>Health Insurance Experiment</i> .....	28
3.2.1.	Les résultats généraux de l'expérimentation .....	28
3.2.2.	L'impact du revenu.....	28
3.2.3.	L'impact de l'état de santé et de l'âge.....	29
3.2.4.	L'impact de l'état de santé.....	29
3.2.5.	L'effet d'une couverture temporaire .....	29
3.2.6.	L'impact sur les soins dentaires .....	29
3.2.7.	L'impact sur les soins mentaux de ville .....	30
3.2.8.	L'impact sur les passages aux urgences .....	30
3.3.	Les résultats concernant la CMU-C.....	30
3.4.	Les changements des seuils d'éligibilité et les enseignements issus de <i>Medicaid</i> et de la CMU-C.....	31

## Chapitre II

### Une analyse sur données micro-économiques .....33

<b>4.</b>	<b>La stratégie d'analyse.....</b>	<b>33</b>
4.1.	Les données mobilisées.....	33
4.1.1.	L'Echantillon généraliste de bénéficiaires (EGB) .....	33
4.1.2.	L'échantillon-maître ESPS .....	34
4.1.3.	Quelle complémentarité entre l'EGB et l'échantillon-maître ESPS ? .....	34
4.2.	La sélection de l'échantillon.....	35
4.3.	Les indicateurs et postes de soins.....	36
4.3.1.	Les indicateurs .....	36
4.3.2.	Les postes de soins .....	37
4.3.3.	Les variables explicatives .....	37
4.4.	Le test des hypothèses .....	39
4.4.1.	L'estimation de la dynamique de la dépense remboursable .....	40
4.4.2.	L'estimation de la dépense en part de complémentaire santé à partir de la dépense remboursable .....	40
4.4.3.	La méthode d'estimation.....	41
<b>5.</b>	<b>Les résultats.....</b>	<b>42</b>
5.1.	L'Analyse descriptive des caractéristiques du groupe CMU-C et du groupe témoin .....	42
5.1.1.	L'EGB.....	43
5.1.2.	Les comportements de recours et de consommation de soins.....	44
5.1.3.	L'ancienneté dans la CMU-C.....	45
5.2.	Les déterminants individuels de la dépense .....	48
5.2.1.	L'âge.....	48

5.2.2. Le sexe .....	48
5.2.3. Le régime d'affiliation.....	48
5.2.4. La région de résidence.....	49
5.2.5. Les Affections de longue durée (ALD) .....	50
5.2.6. L'Allocation aux adultes handicapés (AAH).....	50
5.2.7. Le Revenu de solidarité active (RSA).....	51
5.3. La consommation de soins selon le groupe.....	51
5.3.1. Le groupe témoin .....	51
5.3.2. Entrer à la CMU avant et après le relèvement du seuil .....	51
5.4. Les variations des indicateurs sur la période, selon le groupe d'appartenance .	52
5.4.1. L'évolution du taux de recours aux soins.....	52
5.4.2. L'évolution de la dépense remboursable selon le groupe.....	53
5.4.3. L'évolution de la prise en charge de la dépense remboursable par la CMU-C	54
5.4.4. Les résultats issus de l'EGB.....	55
5.5. Les tests de robustesse.....	55
5.5.1. La distribution de l'âge au-delà de 60 ans .....	56
5.6. Des éléments de réponse sur les hypothèses.....	56
<b>6. En conclusion.....</b>	<b>58</b>

## Chapitre III

### Prévision des dépenses en part de complémentaire santé .....

59

<b>7. La démarche générale .....</b>	<b>59</b>
<b>8. La description des données .....</b>	<b>60</b>
<b>9. La spécification des modèles .....</b>	<b>60</b>
9.1. La stratégie d'analyse.....	61
9.1.1. La forme générale du modèle.....	61
9.1.2. La démarche générale d'estimation .....	61
9.2. L'étape 1 : la prise en compte des effets saisonniers, des jours ouvrés et de la tendance temporelle .....	61
9.2.1. L'estimation des effets saisonniers et du nombre de jours ouvrés.....	61
9.2.2. L'estimation de la tendance (fonction $f(t)$ ) .....	62
9.3. L'étape 2 : des tests sur les résidus et la spécification du modèle.....	62
9.3.1. La détermination des ordres p et q des composantes autorégressive et moyenne mobile .....	62
9.3.2. La stationnarité de la série.....	62
9.3.3. Les spécifications retenues.....	63
9.4. L'étape 3 : l'estimation finale du modèle et prévision des coûts.....	64
9.4.1. La qualité prédictive du modèle.....	64

<b>10. Les résultats des estimations .....</b>	<b>65</b>
<b>11. En conclusion.....</b>	<b>66</b>
<b>Bibliographie .....</b>	<b>67</b>
<b>Annexes .....</b>	<b>71</b>
<b>1. Graphiques des coûts observés et prédits par poste de soins.</b>	<b>71</b>
<b>2. Appel à projet de recherche : Analyse de l'évolution de la dépense moyenne CMU-C par bénéficiaire .....</b>	<b>77</b>
<b>Table des illustrations.....</b>	<b>81</b>



## Introduction

Mise en place au 1<sup>er</sup> janvier 2000, la Couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) est une couverture complémentaire gratuite, accessible sous conditions de ressources. Elle vise à lever les barrières financières que sont l'avance de frais et les restes à charge laissés par l'assurance maladie obligatoire, de manière à améliorer l'accès aux soins des ménages les plus pauvres. Elle contribue ainsi à gommer le manque de progressivité lié aux restes à charge de l'assurance maladie obligatoire et au système d'assurance maladie complémentaire privé. Stable, voire en légère baisse entre 2000 et 2009, le nombre de bénéficiaires de la CMU-C a ensuite fortement progressé du fait, d'une part, de la conjoncture économique défavorable, et d'autre part de la revalorisation en 2013 de 8,3 % (7 % à prix constant) des seuils de ressources ouvrant droit au bénéfice du dispositif (Cour des comptes, 2015). L'effectif des bénéficiaires est ainsi passé de 4,15 millions en 2009 à 5,3 millions en 2015, soit une augmentation de 25 %, et 5,6 millions au 31 juillet 2018.

La problématique porte ici sur l'évolution dans le temps des coûts liés aux remboursements de la part de complémentaire santé dans le cadre de la CMU-C prise en charge par le Fonds CMU-C. Le Fonds suit ces évolutions et publie depuis 2002 un rapport sur ce sujet (Fonds CMU-C, 2017). Jusqu'en 2012, les coûts moyens<sup>1</sup> en part de complémentaire santé évoluaient à la hausse, à un taux proche de celui de l'Objectif national de dépenses d'assurance maladie (Ondam) pour les soins de ville. Depuis la fin de l'année 2012, ces coûts décroissent de manière persistante. Cette baisse a été observée quel que soit le mode de gestion de la CMU-C (Caisses primaires d'assurance maladie (Cpam), Sécurité sociale des indépendants (SSI), Caisse centrale de la Mutuelle sociale agricole (CCMSA) et organismes complémentaires) avec toutefois des nuances selon le gestionnaire : l'évolution était ainsi de -1,4 % en 2013, -2,8 % en 2014, -0,7 % en 2015 et -1,7 % en 2016 pour les bénéficiaires inscrits auprès d'une Cpam ; de -2,2 % en 2013, -1,4 % en 2014, -3,2 % en 2015 et -0,6 % en 2016 pour les bénéficiaires inscrits auprès de la MSA. La SSI a connu également deux années de baisse en 2013 et en 2014 (-0,6 % en 2013, -2,1 % en 2014) mais se distingue des deux autres régimes par une remontée des dépenses en 2015 (+1,6 %) ainsi qu'en 2016 (+3,0 %).

Comprendre et prévoir la dynamique d'évolution de la dépense de la part de complémentaire santé au sein de la CMU-C est important dans la mesure où le dispositif est financé sur fonds publics, dans la limite des recettes obtenues à partir de la taxe de solidarité additionnelle. L'enjeu de ce projet est de comprendre cette dynamique et de fournir un outil de prévision à court terme (un ou deux ans) de ces dépenses, à partir des coûts agrégés remontés par les organismes gestionnaires du dispositif.

L'analyse a pour but d'une part de tester différentes hypothèses concernant les causes de rupture dans l'évolution de la dépense en matière de CMU-C, et, d'autre part, d'estimer les paramètres nécessaires à la prévision de ces dépenses. Cette estimation est effectuée à partir des coûts moyens mensuels collectés par le Fonds CMU-C auprès des régimes de base d'assurance maladie.

---

<sup>1</sup> Il s'agit des coûts moyens par bénéficiaire de la CMU-C (et non par individu consommant des soins). Le code de la Sécurité sociale prévoit en effet que le Fonds CMU-C rembourse les dépenses de complémentaire santé aux régimes de base d'assurance maladie sur la base des effectifs et du coût moyen par bénéficiaire.

## Évolution de la dépense en part de complémentaire santé des bénéficiaires de la CMU-C

### Introduction

Irdes novembre 2018

Dans un premier temps, une revue de la littérature institutionnelle et scientifique vise à rappeler les spécificités des dépenses de santé des bénéficiaires de la CMU-C en termes de composition, de niveau et d'évolution et à déterminer les facteurs pouvant expliquer ces spécificités. Cette revue de littérature permet de tester différentes hypothèses concernant les évolutions récentes de la dépense en part de complémentaire santé, hypothèses qui sont testées dans un deuxième temps, au moyen de deux jeux de données micro-économiques : le premier est constitué des données issues du Système national des données de santé (SNDS) des individus appartenant à l'échantillon-maître de l'Enquête santé et protection sociale (ESPS), le second des données de l'Échantillon généraliste de bénéficiaires (EGB). Dans un troisième temps, un modèle de prévision sur données macro-économiques est estimé en s'appuyant sur les résultats de la deuxième partie.

## Synthèse

La revue de littérature ci-dessous met en évidence plusieurs facteurs qui peuvent expliquer les différences de consommations de soins entre les bénéficiaires de la CMU-C et le reste de la population, tant en termes de niveaux que d'évolution. Ces facteurs sont liés aux spécificités de la population couverte par la CMU-C mais aussi aux caractéristiques particulières de ce dispositif comparativement aux couvertures complémentaires privées de droit commun.

En termes de caractéristiques socio-économiques on retrouve chez les bénéficiaires de la CMU-C les singularités observées dans l'ensemble de la population des personnes vivant sous le seuil de pauvreté. Il s'agit d'une population jeune, féminine, vivant souvent en zone urbaine, plus souvent dans le nord-est et le sud de la France. D'un point de vue médical, on observe que les bénéficiaires de la CMU-C sont plus souvent exposés à certains facteurs de risque (tabac, obésité), à âge comparable, sont nettement plus souvent en Affection de longue durée (ALD) et ont un état de santé constaté et déclaré plus mauvais. Ils se caractérisent par un recours beaucoup plus important à l'hôpital et par une dépense plus élevée au global. Cette différence de dépenses résulte d'un niveau de dépenses de santé plus élevées à l'hôpital, mais provient aussi de certains postes ambulatoires tels que les transports sanitaires, les visites et les consultations chez les médecins généralistes et les actes infirmiers.

L'état de santé plus dégradé des bénéficiaires de la CMU-C constitue un premier facteur explicatif des plus hauts niveaux de dépense observés au sein de cette population : ayant des besoins de soins plus importants, les bénéficiaires de la CMU-C ont des niveaux de consommation plus élevés. On peut noter que les différences d'état de santé et de besoins de soins peuvent s'expliquer non seulement par la précarité de la population éligible, mais aussi par des effets de sélection : bien que gratuit, le dispositif induit des contraintes en termes de démarches administratives, mais, par ailleurs, les individus peuvent être d'autant plus enclins à réaliser ces démarches que leurs besoins médicaux sont importants.

Les analyses économétriques des dépenses de santé confirment pour partie le rôle de l'état de santé dans les plus hauts niveaux de dépense observés chez les bénéficiaires de la CMU-C, notamment pour les soins hospitaliers. En revanche, à état de santé identique, il subsiste une différence significative uniquement pour les consultations de médecins généraliste<sup>2</sup>. Cette différence peut être liée à un contrôle imparfait des besoins de soins des individus, mais peut aussi refléter un effet spécifique de la CMU-C sur les modes de recours aux soins (substitution des séances de médecins spécialistes par des séances chez les généralistes).

Dans cette étude, l'intérêt se porte non seulement sur le niveau des dépenses mais également, et surtout, sur leur dynamique. Celle-ci est susceptible d'être affectée par les évolutions des facteurs influençant les consommations de soins, notamment les caractéristiques démographiques et médicales. La cohorte des bénéficiaires de la CMU-C peut rajeunir ou vieillir, comporter plus ou moins de personnes en mauvaise santé selon les évolutions des caractéristiques liées à la pauvreté et selon les variations des seuils d'éligibilité. Sur ce

---

<sup>2</sup> Un écart important est également observé sur la dépense de pharmacie, mais cet écart est statistiquement non significatif.

dernier point, les travaux menés aux États-Unis sur le dispositif Medicaid ont montré que l'élargissement des seuils d'éligibilité liés à l'Affordable Care Act (ACA) avait permis de faire rentrer dans le pool des bénéficiaires potentiels des individus moins précaires et en un peu moins mauvaise santé. En France, un phénomène analogue avait été observé lors du remplacement de l'Aide médicale gratuite (AMG) par la CMU-C (Grignon *et al.*, 2008).

À ces effets de composition peuvent s'ajouter des variations d'effets de la CMU-C, le bénéfice de ce dispositif pouvant représenter une hausse sensible du niveau d'assurance. Plusieurs travaux ont en effet montré que l'impact d'une variation du niveau d'assurance n'est pas stable dans le temps du fait de potentiels effets de rattrapage. Ces effets peuvent être liés au fait que les individus ont différé leurs consommations dans l'attente de bénéficier de plus hauts niveaux de remboursements, mais aussi à l'accumulation de besoins de soins que les individus ne pouvaient pas satisfaire avant de bénéficier de la CMU-C.

Enfin, l'évolution des dépenses est *a priori* fortement influencée par les évolutions de coûts, dont certains concernent l'ensemble de la population des assurés sociaux (hausse du forfait hospitalier, des tarifs conventionnels de médecins, baisse de prix des médicaments) et d'autres concernent spécifiquement les bénéficiaires de la CMU-C (révisions de grilles tarifaires en optique et en dentaire). Si on se concentre sur les seules dépenses en part de complémentaire santé, les évolutions de coûts sont également guidées par les modifications du périmètre de l'assurance maladie obligatoire. La diminution du remboursement de certains soins par l'assurance maladie obligatoire augmente ainsi mécaniquement la dépense en part complémentaire.

C'est pourquoi, au regard de l'ensemble de ces éléments, quatre hypothèses peuvent être avancées pour expliquer la baisse des coûts en part de complémentaire santé des bénéficiaires de la CMU-C :

- un changement dans la composition de la population des bénéficiaires de la CMU-C, avec des nouveaux entrants qui seraient moins précaires et / ou en meilleure santé ;
- une amélioration de l'état de santé des bénéficiaires au fil du temps à caractéristiques démographiques et situation sociale inchangées ;
- une diminution du recours aux soins, à état de santé inchangé, ou une modification de la structure de recours en faveur de soins moins chers ;
- une diminution des coûts ou un accroissement du taux de prise en charge par l'assurance maladie obligatoire concernant plus spécifiquement des soins consommés par les bénéficiaires de la CMU-C.

Si la littérature sur les dépenses de santé au niveau micro-économique traite la question des différences de consommation entre la population générale et celle des bénéficiaires de la CMU-C, la littérature traitant des dépenses macro-économiques se concentre principalement sur les déterminants des dépenses au niveau de la population générale.

Ainsi, la consommation de soins d'une population dépend de son état de santé global, de son niveau de revenu, de l'évolution de son revenu, de son attitude par rapport aux facteurs de risques et aux soins de prévention. La consommation de soins et le prix de ces soins sont aussi déterminés par les évolutions du système de santé liées aux évolutions technologiques et organisationnelles. Parmi ces dernières, on retrouve le mode de rémunération des praticiens et la diffusion de la couverture assurantielle dans la population.

À partir de ces éléments concernant les dépenses générales de santé, et en se basant sur les travaux des *Centers for Medicaid and Medicare Services* de projection des dépenses du programme américain *Medicaid*, nous pouvons mettre en évidence les déterminants centraux des dépenses de santé d'une catégorie de la population spécifique sur le plan de son état de santé, de sa structure d'âge et de son niveau de vie.

#### *Analyse micro-économique, synthèse*

À partir de la fin 2013, le taux de recours à au moins un soin pendant un trimestre commence à décroître. Cette décroissance, qui se poursuit pendant l'année 2014 n'est pas propre aux bénéficiaires de la CMU-C, mais d'ampleur plus importante pour cette population. Nous observons ainsi une convergence des taux de recours aux soins entre bénéficiaires de la CMU-C et groupe témoin de structure d'âge comparable.

En distinguant les bénéficiaires de la complémentaire santé selon qu'ils en sont titulaires depuis plus ou moins d'une année, une relative hétérogénéité des bénéficiaires apparaît. Si le taux de recours aux soins des bénéficiaires de la CMU-C de « long terme » est quasi constant, celui des « nouveaux » décroît à partir de 2011 et chute à la fin 2013 jusqu'à la fin 2014.

L'analyse économétrique permet de constater qu'à caractéristiques observables constantes dans le temps, le taux de recours diminue à un rythme proche chez les bénéficiaires de la CMU-C et chez les témoins. De plus, les changements de statut vis-à-vis de la CMU-C (passage de non bénéficiaire à nouveau bénéficiaire, puis ancien bénéficiaire, puis éventuellement non bénéficiaire) ont un effet constant dans le temps sur les consommations médicales. Enfin, les individus ayant intégré la CMU-C après 2013, suite à la réévaluation du plafond de ressources donnant droit au dispositif ont, toutes choses égales par ailleurs, un niveau de recours plus faible que les autres bénéficiaires.

- H1 : un changement dans la composition de la population des bénéficiaires de la CMU-C, avec des nouveaux entrants qui seraient moins précaires et/ou en meilleure santé.
  - La population des bénéficiaires de la CMU-C rajeunit sur la période 2011-2014 : la proportion des moins de 20 ans augmente de plus de trois points alors que la part des autres classes d'âge stagne ou diminue. Cette évolution est liée à un apport croissant de jeunes bénéficiaires dans la cohorte : la part des bénéficiaires âgés de moins de 20 ans parmi les nouveaux bénéficiaires augmente tout au long de la période. Dans le même temps, la population témoin (les individus ne bénéficiant jamais de la CMU-C entre 2011 et 2015) vieillit, du fait d'une augmentation de la proportion d'individus âgés de 60 ans et plus.
  - La proportion de bénéficiaires du Revenu de solidarité active (RSA) diminue, mais cette caractéristique n'a qu'une faible influence sur le niveau de dépense.
  - La structure de l'échantillon de bénéficiaires de la CMU-C est constante tout au long de la période d'étude, en termes de sexe et de proportion d'individus en ALD, malgré une augmentation de l'effectif des bénéficiaires et une différence de composition entre bénéficiaires de la CMU-C depuis plus d'un an et bénéficiaires depuis moins d'un an.
  - Enfin, on peut noter que les individus entrés à la CMU-C après 2013 ont, à caractéristiques socio-économiques observables identiques (âge, sexe, ALD, RSA, Allocation aux adultes handicapés (AAH) et régime d'affiliation), des niveaux de dépenses significativement plus faibles.
- H2 : une amélioration de l'état de santé des bénéficiaires au fil du temps à caractéristiques démographiques et situation sociale inchangées.

- Le taux de bénéficiaires de l’AAH est stable chez les bénéficiaires de la CMU-C tout comme chez les témoins et le taux d’individus en ALD décroît légèrement mais de manière identique chez les bénéficiaires de la CMU-C et les témoins. Au-delà de ces deux caractéristiques, l’état de santé des individus n’est pas observable à travers les données utilisées. Cependant, la modélisation économétrique permet de prendre en compte d’éventuelles différences d’état de santé entre les individus. Après contrôle des caractéristiques observables (âge, sexe, ALD, RSA, AAH et régime d’affiliation) ainsi que des caractéristiques inobservables constantes dans le temps, les tendances à la baisse observées au travers des statistiques descriptives persistent et affectent de la même manière les bénéficiaires de la CMU-C et les individus du groupe témoin. Nous en déduisons qu’une amélioration de l’état de santé non observable au travers de l’ALD ou de l’AAH peut expliquer la baisse des dépenses des bénéficiaires de la CMU-C, mais que si tel est le cas, cette amélioration concerne de la même manière le reste de la population.
- H3 : une diminution du recours aux soins, à état de santé inchangé, ou une modification de la structure de recours en faveur de soins moins chers.
  - Nos résultats suggèrent que cette hypothèse est celle qui explique le mieux l’évolution de la dépense moyenne des bénéficiaires de la CMU-C observée. Cependant la diminution du recours aux soins à caractéristiques inchangées n’est pas spécifique aux bénéficiaires de la CMU-C puisque nous retrouvons une évolution similaire sur un groupe témoin de structure d’âge comparable.
- H4 : une diminution des coûts ou un accroissement du taux de prise en charge par l’assurance maladie obligatoire concernant plus spécifiquement des soins consommés par les bénéficiaires de la CMU-C.
  - La répartition de la prise en charge de la dépense remboursable entre assurance maladie obligatoire et assurance maladie complémentaire ne varie que très légèrement sur la période d’étude.

### *En conclusion*

Le besoin de réaliser cette étude est né de l’observation, par le Fonds CMU-C, d’une divergence entre l’évolution de la dépense des bénéficiaires de la CMU-C et de celle de la population générale, alors même que les évolutions étaient comparables pour les deux populations jusque 2012. D’autre part, cette divergence dans l’évolution de la dépense des deux populations est concomitante avec une forte augmentation des effectifs du dispositif.

Si de façon descriptive, la dépense moyenne remboursable des bénéficiaires de la CMU-C diminue alors que celle du groupe témoin reste constante, on constate en parallèle un vieillissement plus marqué des témoins que des bénéficiaires de la CMU-C. Ceci peut s’expliquer par des sorties fréquentes de la CMU-C après 60 ans<sup>3</sup>. Comme précisé précédemment, les résultats issus des analyses économétriques montrent que les évolutions de la probabilité de recours et de la dépense remboursable sont similaires entre les deux groupes.

Ces résultats tendent à montrer que ce sont les différences d’évolution entre la composition de la population des bénéficiaires de la CMU-C et celle des témoins, notamment le différentiel de vieillissement, et l’arrivée après 2013 de bénéficiaires ayant un recours plus faible, qui expliquent l’écart de croissance entre ces deux populations.

---

<sup>3</sup> Parmi les 5,5 millions de bénéficiaires de la CMU-C, seuls 5 % ont plus de 60 ans.

# CHAPITRE I

## Précarité et complémentaire santé : une revue de littérature

### 1. Le contexte

La pauvreté monétaire est définie par rapport au niveau de vie médian. L'Insee considère plusieurs définitions de la population pauvre, correspondant à différents seuils de niveau de vie : 40 % (grande pauvreté) ou 50 %, 60 %, voire 70 %. Le seuil le plus couramment retenu et servant de base à des comparaisons internationales est celui à 60 % du revenu médian soit 1 026 euros par individu en 2016. En France, en 2016, 8,8 millions de personnes vivent sous ce seuil, soit 14 % de la population (Insee, 2018).

Cette pauvreté concerne principalement, les enfants et les jeunes adultes, les familles monoparentales ou les familles nombreuses ainsi que les personnes seules (Aerts *et al.*, 2015 ; Fonds CMU-C, 2016). Les femmes sont plus souvent touchées que les hommes.

Géographiquement, les départements ayant des taux de pauvreté les plus importants se situent dans le nord-est, le sud-est (par exemple Languedoc-Roussillon, Provence – Alpes – Côte d'Azur (Paca) et Corse), en Ile-de-France (plus spécifiquement en Seine-Saint-Denis) et dans les départements de l'ouest-sud-ouest du Massif central (Creuse, Lot-et-Garonne et Tarn-et-Garonne). Du point de vue des caractéristiques communales, les taux de pauvreté les plus élevés sont observés dans les villes-centres des grands pôles urbains, d'une part, et dans les communes rurales isolées, d'autre part (Aerts *et al.*, 2015).

#### 1.1. La Couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C)

Créée en 2000 pour remplacer l'Aide médicale gratuite (AMG), la CMU-C offre une couverture complémentaire gratuite aux individus et ménages en situation de résidence stable et régulière en France et dont le revenu n'excède pas 734 euros par unité de consommation au cours des douze derniers mois ayant précédé la demande. Les bénéficiaires du Revenu de solidarité active (RSA) sont éligibles de plein droit au dispositif et n'ont donc pas à justifier de leurs revenus.

Les soins aux bénéficiaires de la CMU-C ne peuvent faire l'objet de dépassements d'honoraires. Pour les soins prothétiques dentaires, l'optique et les audioprothèses, les professionnels peuvent appliquer un tarif au-delà du tarif de responsabilité dans la limite d'un plafond (forfait dépassement). Sur la base de ces tarifs opposables, la CMU-C couvre intégralement le reste à charge après remboursement de l'assurance maladie obligatoire (ticket modérateur, forfaits hospitaliers et franchises à l'hôpital et forfaits de dépassement) et dispense ses bénéficiaires de l'avance de frais. Le dispositif compte 5,6 millions de bénéficiaires au 31 juillet 2018 (Fonds CMU-C, 2018) et selon la Direction de la recherche des études de l'évaluation et des statistiques (Drees), la population éligible à la CMU-C en 2017 représente

entre 6,6 et 7,9 millions d'individus, en France métropolitaine, le taux de recours estimé du dispositif oscille entre 55 % et 66 % des éligibles.

Les bénéficiaires de la CMU-C peuvent opter entre une gestion de leurs droits par leur caisse d'assurance maladie ou un organisme complémentaire. Les bénéficiaires de la CMU-C sont répartis comme suit : 80,7 % gérés par le Régime général, 1,1 % gérés par une Section locale mutualiste (SLM), 9,9 % gérés par des organismes complémentaires, 5,7 % par la Sécurité sociale des indépendants (SSI), 2,4 % par la Mutuelle sociale agricole (MSA) et 0,2 % par les régimes spéciaux (Fonds CMU-C, 2018).

Les dépenses liées aux remboursements CMU-C (tickets modérateurs, forfaits hospitaliers, forfaits de dépassement) représentaient 2,2 milliards d'euros en 2017 tous opérateurs de gestion confondus. Les ressources finançant la CMU-C sont centralisées et redistribuées par le Fonds CMU-C. Le gestionnaire est remboursé de ses dépenses au titre de la CMU-C, dans la limite d'un plafond : 408 euros par bénéficiaire en 2017. Depuis 2009, les ressources proviennent quasi exclusivement de la taxe dite « de solidarité additionnelle » prélevée sur les contrats d'assurance complémentaire santé.

Depuis 2004, la CMU-C a été complétée par le dispositif de l'Aide au paiement d'une complémentaire santé (ACS), à destination des ménages ayant un revenu légèrement au-dessus du plafond de la CMU-C. Visant à atténuer les effets de seuils induits par les plafonds de la CMU-C, l'ACS était conçue initialement comme un simple bon d'achat dépendant de l'âge des bénéficiaires, et permettant de financer une partie du contrat de complémentaire santé. Le dispositif a été profondément modifié en 2015 par la mise en place de trois contrats types proposés par un nombre restreint d'organismes sélectionnés par l'État sur appel d'offres.

## 1.2. La population des bénéficiaires de la CMU-C

### 1.2.1. Des caractéristiques démographiques et familiales singulières

La population des bénéficiaires de la CMU-C est plus jeune et plus féminine que la population générale : pour l'année 2017, la proportion de moins de 20 ans est ainsi de 45 % parmi les bénéficiaires affiliés au Régime général, de 40 % pour ceux affiliés à la SSI et de 39 % parmi ceux affiliés à la MSA. À l'inverse, les 60 ans et plus ne représentent que 5,6 % des bénéficiaires affiliés au Régime général, 6 % de ceux affiliés à la SSI et 9 % de ceux affiliés à la MSA. À titre de comparaison, les moins de 20 ans et les 60 ans et plus représentent l'un et l'autre 25 % de l'ensemble de la population française. Le déséquilibre hommes/femmes entre les bénéficiaires de la complémentaire et la population générale concerne les plus de 20 ans et les bénéficiaires affiliés au Régime général : 56 % de femmes au Régime général alors que les bénéficiaires affiliés à la SSI et à la MSA sont majoritairement des hommes (respectivement 55 % et 54 %). En population générale, la part des femmes est de 52 %. Ce caractère jeune et féminin de la population des bénéficiaires de la CMU-C se retrouve dans la population de personnes pauvres : selon l'Insee, près de 37 % ont moins de 20 ans et 53 % sont des femmes (Aerts *et al.*, 2015).

Selon ESPS 2012, les caractéristiques socio-économiques surreprésentées parmi les bénéficiaires de la CMU-C sont l'appartenance à un ménage monoparental, n'avoir aucun diplôme, l'inactivité et l'appartenance aux catégories socio-professionnelles « ouvriers non qualifiés » ou « employés de commerce » (Célant *et al.*, 2014).



#### 1.2.2. De fortes disparités territoriales

Les taux de bénéficiaires de la CMU-C les plus élevés se situent dans le nord-est et le sud-est de la France ainsi que dans certains départements franciliens (la Seine-Saint-Denis et le Val-d'Oise). Dans les Départements d'outre-mer (Dom), les taux sont beaucoup plus élevés qu'en métropole, ce qui s'explique par des facteurs économiques (taux de pauvreté plus élevés). Tous Dom confondus, le taux de bénéficiaires de la CMU-C dans la population est de 31 %, avec de fortes disparités entre les territoires : de 21 % pour la Martinique à 36 % pour la Réunion.

Au-delà de ces données départementales régulièrement publiées, la répartition des bénéficiaires par type de territoire est assez peu renseignée (Fonds CMU-C, 2017). L'enquête ESPS permet cependant de constater que les bénéficiaires de la CMU-C sont surreprésentés dans les villes de plus de 20 000 habitants (hors Paris) et nettement sous-représentés dans les zones rurales, malgré la prévalence d'un taux de pauvreté assez important (Allonier *et al.*, 2010).

Par ailleurs, le taux de bénéficiaires de la CMU-C par département ne recouvre qu'imparfaitement la géographie de la pauvreté, certains départements tels que la Haute-Corse et la Creuse affichent des taux de pauvreté élevés (22,5 % pour la Haute-Corse et 18,9 % pour la Creuse) et des taux de bénéficiaires de la CMU-C modérés (Aerts *et al.*, 2015).

#### 1.2.3. Une exposition aux facteurs de risques plus intense

Les bénéficiaires de la CMU-C ont une exposition plus importante à certains facteurs de risques. Les écarts d'exposition les plus importants avec le reste de la population concernent l'obésité et le tabac : les bénéficiaires de la CMU-C sont 1,7 fois plus exposés à l'obésité que le reste de la population et 1,6 fois plus exposés au tabac. Les autres facteurs de risques auxquels sont plus exposés les bénéficiaires de la CMU-C sont la dépression et les troubles psychiques. En revanche, les bénéficiaires de la CMU-C sont moins exposés à l'alcool (Allonier *et al.*, 2012).

#### 1.2.4. Un état de santé plus dégradé que celui du reste de la population

L'état de santé de cette population est plus dégradé que celui du reste de la population : parmi tous les grands groupes de pathologies, la prévalence est significativement plus importante chez les bénéficiaires de la CMU-C par rapport au reste de la population (Allonier *et al.*, 2012). Cela est principalement le cas pour les maladies cardiovasculaires ainsi que les maladies neurologiques ou dégénératives (Célant *et al.*, 2014 ; Tuppin *et al.*, 2016).

À âge et sexe comparable, les bénéficiaires de la CMU-C sont également beaucoup plus souvent en ALD : la proportion y est de 77 % plus élevée (Païta *et al.*, 2007).

Si l'état de santé objectif des bénéficiaires de la CMU-C est plus dégradé que celui de la population générale, c'est aussi vrai pour l'état de santé subjectif. Selon les données d'ESPS 2012, les individus déclarant leur état de santé comme « mauvais » ou « très mauvais » ainsi que ceux déclarant des limitations fonctionnelles sont surreprésentés (Célant *et al.*, 2014 ; Jess, 2015). Par ailleurs, on note aussi une hétérogénéité des états de santé au cours du temps : après la création de la CMU-C, il a été montré que les anciens bénéficiaires de l'AMG avaient, en moyenne, un état de santé plus dégradé que celui des nouveaux bénéficiaires (Raynaud, 2003).

### 1.2.5. Des dépenses de santé plus élevées

La dépense de santé remboursable globale<sup>4</sup> des bénéficiaires de la CMU-C est 1,3 fois plus élevée que celle des autres assurés du Régime général (Raynaud, 2003 ; Cour des comptes, 2015 ; Jess, 2015). Cette différence s'explique par une dépense, plus importante en soins ambulatoires (+23 %) mais surtout en soins hospitaliers (+38 %). Cependant, même au sein de ces deux grands postes de dépenses, on retrouve de fortes disparités dans la composition des dépenses entre bénéficiaires de la CMU-C et population générale. Ainsi les dépenses remboursables des bénéficiaires de la CMU-C sont :

- beaucoup plus élevées en ce qui concerne les transports (+120 % à +180 %) et les visites de médecins à domicile (+130 % à +170 %) [Cour des comptes, 2015] ;
- nettement plus élevées en ce qui concerne les consultations de médecins généralistes (+60%), la pharmacie (+40 %), les soins infirmiers (+60 % à +80 %), la biologie (+20 %), les honoraires dentaires (+30 % à +50 %) [Cour des comptes, 2015] ;
- quasiment identiques en ce qui concerne les actes et les forfaits techniques ;
- plus faibles en ce qui concerne les honoraires de spécialistes (-6 % à -15 %) et de kinésithérapeute (-7 % à -13 %) [Cour des comptes, 2015] ;
- beaucoup plus faibles en ce qui concerne les autres dépenses d'auxiliaires (-20 % à -30 %) (Cour des comptes, 2015) et les dépenses d'optique (-66 %) [Raynaud, 2003 ; Jess, 2015].

Ces statistiques brutes ne tiennent pas compte des écarts de besoins de soins entre les deux populations, liées à des différences de profils sociodémographiques et médicaux. Des analyses économétriques menées à partir d'ESPS permettent de vérifier que les différences de dépenses de santé proviennent principalement des différences d'état de santé entre bénéficiaires de la CMU-C et bénéficiaires d'une couverture complémentaire privée. En corrigeant des caractéristiques sociodémographiques (âge, sexe) de la morbidité, les dépenses des deux groupes sont plus proches et ne subsistent que pour les dépenses de médecine générale et de pharmacie (Raynaud, 2003 ; Jess, 2015).

En ne comparant que les dépenses en part de complémentaire santé, on retrouve également des différences entre bénéficiaires de la CMU-C et non bénéficiaires. La dépense en soins hospitaliers, en soins dentaires et de pharmacie de ville a un poids plus important dans la dépense CMU-C par rapport à la dépense des organismes complémentaires établie par la Drees dans le cadre des Comptes de la santé (Fonds CMU-C, 2017). À l'inverse, la dépense en « autres biens et services médicaux » (optique, orthèses, prothèses, véhicules pour handicapés physiques (VHP), aliments, matériels et pansements) représente plus d'un cinquième de la dépense des organismes complémentaires mais seulement 6 % à 7 % de la dépense en part de complémentaire santé pour les bénéficiaires de la CMU-C (Fonds CMU-C, 2017).

Concernant le recours aux soins, les résultats sont contrastés selon les travaux. Il semble qu'en dehors du recours au médecin généraliste, le recours aux soins des bénéficiaires de la CMU-C (à caractéristiques socio-économiques et médicales équivalentes) n'est pas significativement différent de celui de la population générale (Jess, 2015). Cependant il a aussi été montré que les bénéficiaires de la CMU-C ont des taux d'hospitalisation standardi-

---

<sup>4</sup> La dépense remboursable par l'assurance maladie obligatoire (base de remboursement) correspond au tarif de la Sécurité sociale, aussi appelé tarif opposable. Elle se compose du montant remboursé et de la partie de paiement à la charge du patient incluse dans le tarif opposable (ticket modérateur, franchise ou participation forfaitaire). Considérer la dépense remboursable (dépense hors dépassement) permet de comparer sur une même base les dépenses des bénéficiaires de la CMU-C et celles du reste de la population.

sés (tous motifs confondus) significativement plus élevés que ceux de la population générale (Tuppin *et al.*, 2011).

### 1.3. La dynamique récente

#### 1.3.1. Des effectifs en hausse constante depuis 2010

D'après les données mises à disposition par le Fonds CMU-C sur son site internet, les effectifs des bénéficiaires de la CMU-C ont baissé entre 2000 et 2001, ont été relativement stables jusqu'en 2006, puis ont à nouveau baissé jusqu'en 2009. Ils connaissent un regain de croissance à partir de 2010 à un rythme de 1 à 2 % par an. Cette croissance s'accélère fortement en 2013 puis en 2014, après le relèvement du seuil de ressources ouvrant droit au dispositif, avec une hausse respective de 4 % puis de 8 %. Le rythme ralenti ensuite avec une croissance de 4 % en 2015 (Fonds CMU-C, 2016).

Les évolutions des effectifs des bénéficiaires de la CMU-C sont liées aux évolutions de certaines populations. Ainsi, la courbe du nombre de bénéficiaires de la CMU-C évolue de manière similaire à celle des effectifs de demandeurs d'emploi (toutes catégories), avec un décalage d'environ douze mois (Fonds CMU-C, 2014). De même, la dynamique des effectifs de bénéficiaires du RSA constitue un indicateur avancé de celle des effectifs de bénéficiaires de la CMU-C. En effet, le montant du RSA est inférieur au seuil de revenu de la CMU-C et son bénéfice exonère de la justification du niveau de ressources lors des démarches pour bénéficier de la complémentaire santé. Les bénéficiaires du RSA recourent ainsi très souvent à la CMU-C. Leur taux de recours au dispositif est de 80 % (Cour des comptes, 2015).

#### 1.3.2. Des effectifs régulièrement renouvelés

Le *turnover* des bénéficiaires de la CMU-C est peu documenté et il existe assez peu d'éléments permettant de le caractériser. Ce *turnover* serait toutefois important : il est estimé qu'environ 30 % des bénéficiaires de la CMU-C ne renouvellent pas leurs droits chaque année (École nationale supérieure de la Sécurité sociale, 2012). Parmi les principales raisons de ce *turnover*, citons le retard dans le renouvellement des droits et l'évolution des ressources du bénéficiaire qui passent au-dessus du plafond d'éligibilité à la CMU-C.

#### 1.3.3. Une baisse des dépenses depuis 2012

Jusqu'en 2012, la dépense moyenne de soins de ville en part de complémentaire santé des bénéficiaires de la CMU-C évolue de manière comparable à l'Ondam pour les soins de ville et à celle de la Consommation de soins et besoins médicaux (CSBM) remboursée pour les organismes complémentaires. Ces évolutions résultent, pour partie, de l'évolution à la hausse du prix des soins (augmentations du forfait hospitalier, du tarif conventionnel...) ou de modifications du périmètre de l'assurance maladie obligatoire (baisse des remboursements). Certaines décisions réglementaires concernent aussi spécifiquement les dépenses CMU-C, pour les biens et services faisant partie du panier de soins de la CMU-C. À partir de 2012, l'évolution annuelle de la dépense des bénéficiaires de la CMU-C devient négative alors même que les taux de croissance de l'Ondam et de la CSBM prise en charge par les organismes complémentaires continuent de croître (Fonds CMU-C, 2017).

Cette évolution à la baisse de la dépense en part de complémentaire résulte d'une baisse des montants remboursés aux bénéficiaires métropolitains alors que la dépense

moyenne remboursée pour les bénéficiaires d'outre-mer continue de croître jusqu'en 2015 (Fonds CMU-C, 2016 et 2017).

Les principaux postes concernés sont le médicament et l'hôpital dans une moindre mesure. La baisse des dépenses de médicaments est liée à la baisse observée sur l'ensemble de la population des assurés sociaux en 2012 et en 2013, en raison du développement des génériques et de baisses des tarifs pour certains médicaments. Cette baisse s'est poursuivie en 2015 et en 2016.

Selon le gestionnaire de la CMU-C (Cnam, MSA, SSI ou organismes complémentaires), la composition de la dépense par poste varie légèrement tout comme la croissance de la dépense. Cette hétérogénéité de la composition de la dépense et de son évolution se retrouve aussi au niveau spatial avec notamment une dichotomie métropole/Dom (Fonds CMU-C, 2017).

#### 1.3.4. La mise en place d'un accompagnement dans le recours aux dispositifs et aux soins

Malgré l'existence de la CMU-C et de l'ACS, en 2014, un quart de la population adulte selon l'enquête ESPS déclare avoir renoncé à au moins un soin pour raison financière au cours des douze mois précédant l'enquête (Céant *et al.*, 2017). Ce renoncement concerne beaucoup plus souvent les populations pauvres : les individus du premier quintile de revenu (les 20 % les plus pauvres) sont trois fois plus nombreux à en faire état que les populations du dernier quintile (39 % contre 12,9 %). La non-éligibilité aux dispositifs CMU-C et ACS d'individus ayant des ressources relativement faibles, et le non-recours chez les éligibles peuvent expliquer une partie de ces difficultés d'accès aux soins. Néanmoins, le renoncement affecte également près d'un tiers des bénéficiaires de la CMU-C, alors qu'ils font face, en théorie, à un reste à charge nul. Ce chiffre peut s'expliquer par le fait qu'une partie des individus couverts par la CMU-C au moment de l'enquête sont entrés dans le dispositif au cours des douze mois précédents et n'en ont bénéficié que sur une partie de cette période, le renoncement serait alors antérieur à l'entrée. D'autre part, ayant des besoins de soins plus importants, les bénéficiaires de la CMU-C sont plus exposés au renoncement avant ou après leur entrée dans le dispositif. Les résultats de l'enquête annuelle du Centre technique d'appui et de formation des centres d'examen de Santé (Cetaf) auprès des bénéficiaires de la CMU-C fréquentant les centres de santé vont dans le sens de la première hypothèse : le renoncement concerne plus de 45 % des individus bénéficiant de la CMU-C depuis moins d'un an contre 32 % de ceux qui en bénéficient depuis plus d'un an. Néanmoins, d'autres facteurs que l'ancienneté dans le dispositif peuvent expliquer le renoncement aux soins : 22 % des individus déclarent renoncer du fait de la demande d'une participation financière de la part du professionnel de santé et 12 % du fait d'un refus du tiers payant (Cour des comptes, 2015).

Afin de lutter contre le non-recours aux soins, l'Assurance maladie a mis en place la Plateforme d'intervention départementale pour l'accès aux soins et à la santé (Pfidass), d'abord de manière expérimentale dans le Gard fin 2014, puis dans 21 Cnam réparties sur l'ensemble du territoire français en mai 2016, dans 22 nouvelles Cnam à la fin du premier trimestre 2017 et enfin sur l'ensemble du territoire à la mi 2018<sup>5</sup>. Cette plateforme vise à repérer les individus ayant des difficultés d'accès aux soins, *via* des « détecteurs », c'est-à-dire des travailleurs des Cnam, des professionnels de santé (médecins, dentistes) et des institutions partenaires (hôpitaux, centres communaux d'action sociale, mutualité, associations...)

<sup>5</sup> Dossier de presse de l'Assurance maladie « Agir contre le renoncement aux soins : diagnostic solutions et déploiement », 28 mars 2017.

chargés de signaler les individus concernés auprès des Cnam. Celles-ci prennent alors le relais en examinant tout d'abord si le signalement est ou non pertinent, puis en proposant un accompagnement tant dans l'accès aux droits à la CMU-C ou à l'ACS (si l'individu en difficulté est éligible et n'en bénéficie pas) que pour le choix d'un organisme complémentaire, que dans la recherche de praticiens. Puis dans un second temps, les individus concernés sont accompagnés dans leur parcours de soins, la durée de l'accompagnement étant variable en fonction de la situation de l'assuré<sup>6</sup>. En effet, aux barrières financières directes peuvent s'ajouter des difficultés à s'orienter dans le système administratif et médical du fait d'un manque d'information, de compréhension, d'un manque d'autonomie et de ressources relationnelles. Une première analyse qualitative du dispositif a été menée par l'Odenore, Science Po Grenoble et le Greqam dans la Cnam du Gard (Revil, 2016).

En ce qui concerne la CMU-C, le dispositif Pfdass est susceptible d'avoir un impact sur le nombre de bénéficiaires, en diminuant le non-recours au dispositif, et sur les consommations médicales, en réduisant le renoncement et en favorisant la réalisation complète des traitements auprès des professionnels de santé. Concernant ce dernier point, les effets attendus en termes de dépense sont *a priori* difficiles à évaluer : si la diminution du non-recours contribue à accroître la dépense, en revanche, l'amélioration de l'état de santé liée à une diminution du non-recours, du respect du parcours de soins, un recours plus fréquent en ville et moindre à l'hôpital peuvent au contraire réduire les niveaux de dépense, à plus ou moins long terme et, s'agissant de la meilleure observance du parcours de soins, réduire les surcoûts liés aux majorations de tickets modérateurs.

## 2. Les déterminants des dépenses de santé

### 2.1. Les déterminants macro-économiques

Cette étude visant à expliquer l'évolution des coûts en part de complémentaire santé des bénéficiaires de la CMU-C (analyse sur données micro-économiques), puis à prédire ces évolutions (estimations sur données macro-économiques), nous cherchons à mettre en évidence les liens entre ces indicateurs et les dépenses et consommations de soins.

#### 2.1.1. Les déterminants généraux des dépenses de santé au niveau macro-économique

##### *État de santé de la population et composition démographique*

L'impact de l'évolution de la structure démographique de la population sur les dépenses de santé dépend des hypothèses faites sur l'évolution de l'état de santé et, plus généralement, des besoins de soins à classe d'âge donnée. En théorie, le vieillissement de la population est un facteur qui stimule les dépenses de santé puisqu'il s'accompagne d'un accroissement de la part de population ayant des besoins de soins importants. Pour une classe d'âge donnée, l'arrivée de cohortes d'individus en meilleure santé contribue à réduire le niveau des dépenses alors que l'arrivée de cohortes d'individus plus souvent malades contribue à les augmenter. L'effet du vieillissement de la population peut donc être annihilé ou au contraire amplifié par l'évolution de la morbidité selon que l'on suppose que la part des individus en mauvaise santé dans une classe d'âge donnée diminue (hypothèse de compression de la morbidité) ou s'accroît au cours du temps. Les travaux empiriques visant à

<sup>6</sup> 70 jours en moyenne (bilan quantitatif de la Cnam au 28 mars 2017).

estimer l'effet du vieillissement de la population tendent à montrer que ce facteur n'a qu'une faible influence sur les dépenses de santé (Astolfi *et al.*, 2012 ; Dormont *et al.*, 2006), mais qui tend à augmenter dans le temps (Bac et Cornilleau, 2002 ; Dormont et Huber, 2012). A état de santé inchangé, il contribue positivement à la croissance des dépenses de santé mais de manière faible entre 1992 et 2008 (Dormont *et al.*, 2006), plus fortement entre 2000 et 2008 (Dormont et Huber, 2012). L'évolution de l'état de santé au sein de chaque classe d'âge, notamment chez les plus âgés, compense cet effet positif entre 1992 et 2000 (Dormont *et al.*, 2006) et au contraire l'amplifie entre 2000 et 2008.

### Le revenu (PIB)

La part des dépenses de santé dans le Produit intérieur brut (PIB) a crû fortement depuis plusieurs décennies, dans les différents pays de l'OCDE, notamment en France, accréditant l'idée que la santé est un bien supérieur, c'est-à-dire un bien dont la demande augmente plus fortement que la richesse en elle-même<sup>7</sup> (Mahieu, 2002). Cependant, ce constat doit être nuancé : certes, l'accroissement du niveau de vie stimule la demande de soins en accroissant la capacité financière à acheter des soins à un niveau individuel ou collectif, par le biais du développement des couvertures santé, ou en stimulant les besoins de soins (augmentation de l'espérance de vie entraînant une plus forte probabilité de développer des maladies chroniques ou une augmentation du temps passé avec des maladies chroniques). Mais l'augmentation du PIB entraîne également une augmentation de l'offre en jouant positivement sur le progrès technique (Mahieu, 2012) et sur la densité de professionnels de santé (Okunade *et al.*, 2004 et voir plus loin la partie : « L'organisation du système de santé »). Un autre élé-

#### Encadré 1.

##### L'incidence d'un choc économique négatif sur l'utilisation des services de santé

Il semble légitime de supposer que l'accélération de la croissance des effectifs de la CMU-C à partir de 2011 est un effet retardé de la crise économique de 2008. Cette partie a pour but de détailler les différents effets d'une crise économique sur le recours aux soins et sur la santé des individus (Fonds CMU-C, 2016).

L'impact d'une crise économique n'est pas homogène sur une population, il est souvent modulé selon la vulnérabilité des groupes sociaux. De telle sorte qu'au niveau agrégé, les impacts négatifs des chocs économiques sur les populations vulnérables sont difficiles à identifier (Karanikolos *et al.*, 2013).

Ainsi, à court terme, selon le groupe démographique, certains effets sont contre intuitifs : amélioration des comportements (augmentation du temps consacré au sommeil, aux loisirs dont le sport ; baisse de la consommation de graisses, de sucre, d'alcool et de tabac ; limitation du nombre de déplacements)... alors que d'autres effets de court terme sont plus prévisibles (augmentation du nombre de suicides, de meurtres). À plus long terme, le chômage est associé à une plus grande prévalence des troubles psychologiques, à une mauvaise nutrition, à l'apparition de barrières à l'accès aux soins et à une plus grande mortalité (Karanikolos *et al.*, 2013).

En Europe, l'incidence de la crise économique de 2008 varie selon le pays. L'étude de Karanikolos *et al.* (2013) prend l'exemple de la Grèce, de l'Espagne et de l'Islande afin d'illustrer l'hétérogénéité de l'impact selon les caractéristiques et les modes de gestion de crise de ces pays. En Grèce et en Espagne, la crise économique a contribué à détériorer la santé et l'accès aux soins des citoyens : augmentation des suicides, du nombre de diagnostics liés à la dépression et aux troubles mentaux, augmentation de la fréquentation des hôpitaux publics. En revanche, de telles évolutions n'ont pas affecté l'Islande, pays pourtant aussi fortement touché par la crise de 2008 : le seul impact relevé a été une légère augmentation des admissions aux urgences cardiaques.

<sup>7</sup> Autrement dit, lorsque la richesse augmente de 1 %, la demande de soins augmente de plus de 1 %.

ment qui peut conduire à relativiser l'effet du PIB sur la demande de soins est le rôle joué par le prix de la santé. Dans le cas où celui-ci augmente plus rapidement que celui des biens et services non médicaux, comme le suggère l'effet Baumol (voir plus loin la partie : « L'évolution des prix du secteur de la santé »), le poids des dépenses de santé dans la richesse nationale va avoir tendance à s'accroître, sans qu'il y ait forcément une plus forte quantité de soins consommée. La mesure de l'effet du PIB sur la croissance des dépenses de santé va dépendre de la prise en compte des facteurs d'offre et du prix relatif des biens et services médicaux. Les études quantifiant la relation entre le PIB et les dépenses de santé estiment une élasticité revenu des dépenses de santé, hors contexte conjoncturel, autour de 1 (Astolfi *et al.*, 2012). En contrôlant du prix relatif des soins, du progrès technique, Mahieu obtient sur les pays de l'OCDE, une élasticité revenu de 0,64 (Mahieu, 2012). Dans son complément au rapport « Les leviers de la croissance française » du Conseil d'analyse économique de 2007, la Drees émet l'hypothèse d'une élasticité revenu égale à 0,9 pour la France (Aghion *et al.*, 2007). Les estimations de modèles de projection réalisées par l'Insee, la Drees et la Direction générale du Trésor aboutissent à des élasticités un peu plus élevées, comprises entre 1,1 et 1,3 selon les hypothèses de morbidité (Geay et De Lagasnerie, 2013) [encadré 1].

### *Les comportements à risque*

L'évolution de l'état de santé d'un individu dépend fortement de son comportement, de son exposition aux facteurs de risque ainsi que de son utilisation des services de santé préventifs. Ces déterminants des dépenses de santé, tant aux niveaux macro-économique qu'individuel, peuvent être influencés par des politiques publiques qui modifient les comportements individuels sur le long terme. L'exposition aux facteurs de risques représente aussi bien les comportements individuels tels que la consommation d'alcool, de tabac ou le type d'alimentation, que l'exposition aux risques professionnels qui dépendent des conditions générales de travail de la population (Aghion *et al.*, 2007 ; Astolfi *et al.*, 2012).

### *L'évolution des prix du secteur de la santé*

Le prix des soins relativement à celui de l'ensemble des biens et services (médicaux ou non) est en théorie un déterminant important de l'évolution des dépenses de santé. En effet, à volumes de consommations médicales et non médicales inchangés, la hausse de ce prix relatif accroît le niveau des dépenses de santé et leur poids dans le PIB. Dans le domaine médical, cette hausse peut s'expliquer par l'« effet de Baumol » qui traduit l'incidence des différentiels de productivité entre secteurs sur les prix relatifs des biens et services vendus par ces secteurs. Les mécanismes à l'œuvre sont les suivants : au sein de chaque économie, certains secteurs d'activité (agriculture et industrie, notamment manufacturière) bénéficient de forts gains de productivité, tandis que la productivité dans le secteur tertiaire est relativement stagnante<sup>8</sup>. Dans les secteurs où les gains de productivité sont importants, les salaires ont tendance à augmenter en conséquence<sup>9</sup>. Les coûts de production restent néanmoins stables ou baissent, la hausse des salaires étant compensée par une diminution de la quantité de travail nécessaire à la production de chaque bien. Par ailleurs, ces hausses de salaires ont tendance à se transmettre dans les secteurs où les gains de productivité sont faibles, notamment du fait de la nécessité de maintenir leur attractivité sur le marché de l'emploi. Les coûts de production vont alors augmenter puisque les hausses de salaires ne sont pas compensées par une diminution de la quantité de travail requise. Le secteur de la santé étant moins sujet aux gains de productivité que d'autres secteurs, le prix des biens et

<sup>8</sup> Ce secteur connaît des gains de productivité par le biais de modifications de l'organisation du travail ou de l'informatisation, mais nettement moins importants que ceux observés dans l'agriculture ou l'industrie.

<sup>9</sup> Ceci est vrai dans la mesure où les technologies introduites et le travail se complètent (par exemple, la robotisation qui nécessite de conserver des ouvriers qualifiés). Lorsque la technologie est substitutive au travail, les emplois ont alors tendance à disparaître ou se maintiennent au prix de salaires bas.

services qu'il produit tend à augmenter relativement au prix des biens et services profitant de gains de productivité plus importants (Hartwig, 2008 ; Astolfi *et al.*, 2012). En France, l'existence de l'effet Baumol semble invalidée puisque que, comme le signale un rapport de France stratégie (Cusset, 2017), depuis le début des années 1960, le prix relatif des soins a eu tendance à décroître du fait notamment de la baisse des prix du médicament.

### *Les évolutions technologiques et techniques de soins*

Les évolutions technologiques sont communément admises comme un facteur déterminant de l'évolution des dépenses de santé sur le long terme. Aux États-Unis, le Congressional Budget Office a estimé, en 2008, que la moitié de l'augmentation des dépenses de santé serait liée aux progrès technologiques sur le long terme. Deux paramètres entrent en jeu pour les évolutions technologiques : leur prix (pour les traitements curatifs) et l'échelle de leur diffusion (pour les traitements préventifs). Ces deux paramètres sont envisagés avec un effet à la hausse important sur les dépenses de santé (Astolfi *et al.*, 2012).

### *L'organisation du système de santé*

L'organisation et le mode de régulation du système de santé, côté offre de soins, et le rôle de l'assurance maladie obligatoire, de l'assurance maladie complémentaire et des ménages, côté financement, influencent les dépenses de santé *via* plusieurs canaux : le niveau de couverture de la population, l'évolution de la participation du patient, le fléchage des parcours de soins par le système et le mode de rémunération des professionnels de santé (Astolfi *et al.*, 2012). La densité de l'offre de soins, la répartition géographique sur le territoire de cette offre et son adéquation avec la demande sont également des facteurs organisationnels influençant le niveau de consommation médicale et de dépense de santé, tant aux plans macro-économique qu'individuel. La densité des professionnels de santé est susceptible d'accroître le niveau de recours du fait d'une amélioration de l'accès territorial aux soins mais également de potentiels phénomènes d'induction de l'offre sur la demande. Une analyse menée sur données des pays de l'OCDE semble confirmer cette hypothèse puisqu'elle montre qu'une augmentation de la densité de médecins entraîne une croissance significativement plus forte des dépenses de santé (Okunade *et al.*, 2004). L'effet de l'adéquation de l'offre à la demande sur la croissance des dépenses médicales n'a, à notre connaissance, pas été étudié. Au niveau individuel, une analyse sur données françaises a montré que, toutes choses égales par ailleurs (et en particulier à besoins de soins identiques), le recours aux soins de médecins spécialistes diminue lorsque la distance au médecin le plus proche augmente (Com-Ruelle *et al.*, 2016).

#### **2.1.2. Les prédictions des dépenses dans le cadre d'un dispositif de type CMU-C**

Cette étude ayant pour but de projeter les dépenses liées à la CMU-C, il est important d'identifier les facteurs de dépenses les plus pertinents dans le contexte d'un programme de couverture des dépenses de santé d'une frange vulnérable de la population.

La CMU-C regroupe environ 7 % de la population française, population dont le niveau de vie est inférieur au seuil de 734 euros par mois et par unité de consommation en 2018. Les dépenses de ce programme dépendent de l'évolution de la composition de l'effectif (âge et état de santé moyen), du niveau de richesse global de l'économie appréhendé par le PIB, de la dynamique des prix des biens et services médicaux – eux-mêmes influencés par les évolutions de la productivité du secteur de la santé et des technologies – et du niveau des remboursements de l'assurance maladie obligatoire.



À l'international, il existe peu de programmes similaires à la CMU-C. Le système français « mixte » avec assurances complémentaires implique que la CMU-C ne couvre qu'une partie des besoins des patients (autrement déjà couverts par l'assurance maladie obligatoire). Cependant, il est possible de tirer quelques enseignements du programme américain *Medicaid*, initialement ouvert aux enfants et à leurs parents. Certains Etats ont étendu son éligibilité aux populations en situation de pauvreté ou de quasi-pauvreté<sup>10</sup> dans le cadre de l'*Affordable Care Act* (Buchmueller et Wittwer, 2017). Le contexte entourant ce programme et les caractéristiques de ses bénéficiaires autorise une analogie avec la CMU-C.

Chaque année, le département d'État américain à la santé publique, via les *Centers for Medicare and Medicaid Services*, un rapport contenant les projections de dépenses à un horizon de dix ans. Pour réaliser ces projections, les actuaires utilisent une équation comptable qui décompose le coût total du programme en un nombre de bénéficiaires, une utilisation moyenne des services et un prix moyen des services utilisés (*Centers for Medicare and Medicaid Services*, 2016).

Ainsi le nombre de bénéficiaires de *Medicaid* est divisé en cinq catégories (bénéficiaires âgés, bénéficiaires souffrant d'un handicap, enfants, adultes et adultes proches du seuil de pauvreté nouvellement éligibles) suivant l'extension d'éligibilité de *Medicaid* dans le cadre de l'*Affordable Care Act*. Il s'agissait de former des groupes plus homogènes en termes d'utilisation des services de santé et de la dépense moyenne. Des projections démographiques d'évolution de la population pour les 5 groupes sont couplées avec des projections du taux de chômage pour estimer l'évolution des effectifs de chaque groupe.

L'évolution des prix des biens et services médicaux est estimée à partir de projections d'indicateurs choisis en fonction des caractéristiques de chaque poste de soins. Parmi les indicateurs utilisés, on retrouve l'indice des prix, l'indice des prix médicaux, le taux d'évolution moyen des salaires ou l'indice de prix des « intrants » hospitaliers.

L'utilisation moyenne des services de santé est estimée en calculant la différence entre l'évolution totale de la dépense *Medicaid* et l'évolution expliquée par les variations d'effectifs et de prix, faisant ainsi l'hypothèse que cet écart ne capte que les paramètres d'utilisation. Ainsi, la variable d'utilisation exprime différents paramètres de l'utilisation des biens et services médicaux tels que l'utilisation moyenne des services de santé ou l'intensité moyenne<sup>11</sup> du recours aux soins.

En France, plusieurs modèles de projection d'état de santé ont été estimés, notamment à la demande du Haut Conseil à l'avenir de l'assurance maladie (Hcaam), permettant de prédire des niveaux de dépense à l'horizon 2060. Une étude coréalisée par l'Insee et la Direction générale du Trésor (Geay *et al.*, 2015) simule l'évolution des dépenses de ville en s'appuyant en partie sur un modèle de microsimulation. D'une part, la dépense de santé est estimée en fonction de l'évolution du PIB, des caractéristiques socio-économiques et de l'état de santé (appréhendé par le fait de s'évaluer comme étant en bonne santé) à partir des données de l'Échantillon permanent des assurés sociaux (Epas) apparié aux données d'ESPS. D'autre part, des évolutions de la part des individus en bonne santé sont estimées en s'appuyant sur les données d'ESPS, par le biais de modèles de transitions. Les évolutions de distribution des variables socio-économiques sont obtenues grâce au modèle Destinie de

<sup>10</sup> L'extension de l'éligibilité du dispositif *Medicaid* bénéficie aux populations dont le revenu se situe en dessous d'un seuil égal à 133 % du niveau de pauvreté fédéral.

<sup>11</sup> L'intensité moyenne du recours aux soins peut être exprimée par le nombre d'actes moyen effectués lors d'une consultation. Dans un système utilisant le paiement à l'acte, l'intensité du recours est un paramètre du niveau des dépenses de santé.

l'Insee. Une autre analyse réalisée par la Direction générale du Trésor (Geay et De Lagasnerie, 2013) s'appuie sur des données macro-économiques, et simule l'évolution des dépenses de santé selon l'évolution de la structure démographique, de la proportion d'individus en ALD, du PIB et du progrès technologique. Si ces différents travaux constituent des références méthodologiques importantes, ils considèrent l'ensemble de la population et nécessitent donc d'être aménagés pour être appliqués aux bénéficiaires de la CMU-C.

## 2.2. Les déterminants micro-économiques

La théorie micro-économique considère la consommation de biens et services médicaux, et donc des dépenses de santé, comme un investissement réalisé par l'individu dans le but d'améliorer son état de santé (Grossman, 1972). Cette façon de considérer les dépenses de santé détermine la nature des modèles micro-économiques, les facteurs pris en compte dans ces modèles et le fait que les dépenses de santé soient étudiées sur le long terme, à l'échelle de la vie des patients.

Le *Human capital model* utilisé par la littérature économique pour décrire les déterminants microéconomiques des dépenses de santé implique que les individus naissent dotés d'un « stock de santé » qui se déprécie avec l'âge et peut être modifié par des « chocs négatifs ». L'individu investit en soins dans le but de préserver ce stock. Ce sont les déterminants de ces investissements en santé que la littérature étudie.

### 2.2.1. L'éducation et l'origine sociale

L'éducation et le niveau d'études d'un individu ont une influence sur sa compréhension des soins qu'il reçoit. Par ce biais, on suppose qu'un meilleur niveau d'éducation peut impliquer un rapport favorable aux soins et aux gestes de prévention ainsi qu'une meilleure observance des traitements (Raynaud, 2005). Ainsi, les individus avec un niveau d'études plus élevé peuvent bénéficier d'une dépréciation plus lente de leur capital santé ainsi que d'une atténuation des chocs négatifs qui pourraient les atteindre. De ce fait, les individus ayant un niveau d'études plus élevé sont moins susceptibles (toutes choses égales par ailleurs) d'avoir besoin d'interventions médicales lourdes (Culyer et Newhouse, 2000).

### 2.2.2. L'aversion au risque

L'aversion au risque d'un individu distord sa perception de la probabilité de subir un choc de santé négatif. Ainsi, face à une probabilité donnée de réalisation d'un événement de santé, un individu averse au risque tendra à surévaluer la probabilité de réalisation de cet événement alors qu'un individu non averse tendra à sous évaluer cette même probabilité. La perception de cette probabilité intervient dans l'évaluation des coûts et bénéfices perçus des soins et donc dans la décision d'y recourir ou non. Le même mécanisme décisionnel permet de faire un lien entre l'aversion au risque et l'exposition aux facteurs de risques d'un individu (Culyer et Newhouse, 2000).

### 2.2.3. L'âge

Comme indiqué en introduction de cette partie, l'âge implique une dépréciation du stock de santé des individus. Cette dépréciation est variable selon les individus et dépend en partie de leur éducation et de leur aversion au risque (Culyer et Newhouse, 2000).

#### 2.2.4. L'état de santé initial

Tous les individus ne naissent pas avec un stock de santé initial identique. Plus le stock de santé initial d'un individu est élevé à la naissance, moins ses dépenses de santé seront élevées par rapport à un individu né avec un stock de santé plus faible. En effet, il sera moins vulnérable aux chocs négatifs et les soins qui lui sont nécessaires tendront à être moins coûteux (Culyer et Newhouse, 2000).

#### 2.2.5. Le prix des soins

À recours aux soins donné, une augmentation du prix des soins a un impact sur les dépenses de santé totales d'un individu. Cependant, les nombreux travaux s'intéressant à l'assurance santé ont mis en évidence une élasticité prix d'assez faible ampleur et négative de la consommation de biens et services médicaux. Celle-ci implique que le niveau de prix auquel un individu fait face influence son niveau de recours aux soins. La relation entre le recours aux soins et le niveau de prix n'est pas directe, ni constante dans le temps, ou encore uniforme sur l'ensemble des strates de la population. C'est pourquoi l'impact du prix des soins sur les dépenses de santé est développé plus largement dans la section 3.

Les déterminants du prix des soins sont essentiellement de deux ordres. Le premier est l'évolution des prix tels que déterminés par le marché et les fournisseurs de soins (principalement pour les médicaments, les dispositifs médicaux et les praticiens à honoraires libres). La seconde source de variation importante des prix des soins en France repose sur les modifications réglementaires telles que les augmentations de tarifs conventionnels ou de forfait hospitalier, la dépense en part complémentaire, qui est considérée dans cette étude, comme étant la résultante des taux de prise en charge par l'assurance maladie obligatoire appliqués aux tarifs conventionnels, une dernière source de variation concerne les évolutions réglementaires des taux de remboursements. Ainsi, une diminution du taux de prise en charge par l'assurance maladie obligatoire entraîne mécaniquement une hausse de la dépense en part complémentaire.

#### 2.2.6. Le revenu et la catégorie socioprofessionnelle

Le niveau de revenu étant corrélé avec l'éducation, le prix des soins (*via* les assurances santé) et l'état de santé des individus, il est difficile de distinguer la part propre du revenu dans les dépenses de santé. Pour autant en France, à âge et sexe identiques, le niveau et le panier de consommation dépendent en partie de la catégorie socioprofessionnelle des individus. Les catégories plus favorisées (cadres, professions intermédiaires) ont des niveaux de dépenses de santé plus faibles que les catégories des employés et des ouvriers non qualifiés. Ces variations dans le niveau des dépenses semblent être en partie dues à la part plus élevée des dépenses hospitalières dans les dépenses de santé des ouvriers et employés, ces derniers ont au contraire une part plus importante de leurs dépenses consacrée aux soins hospitaliers (Raynaud, 2005). Ces résultats concernant le niveau de dépense en hospitalisation sont confortés par des comparaisons selon le niveau de revenu (Perronnin, 2016).

## 3. L'impact de la couverture santé sur les dépenses de santé

### 3.1. L'antisélection et l'aléa moral

Dans le cadre de l'assurance santé, l'antisélection implique que seuls les individus prévoyant d'avoir des dépenses de santé importantes souscriront à une couverture complémentaire. L'aléa moral implique que les individus assurés profitent de la couverture de leurs dépenses de santé pour augmenter fortement leur recours aux soins. Dans le cas de la CMU-C, il est alors important de distinguer l'aléa moral pur d'une solvabilisation de la demande de soins bénéfique et qui constitue le fondement de la CMU-C (Bardey *et al.*, 2003).

#### 3.1.1. L'antisélection

L'antisélection peut être considérée comme plus limitée dans le cadre de la CMU-C car certains bénéficiaires se voient automatiquement proposer d'y souscrire (lors des démarches pour obtenir le RSA par exemple). D'autre part, le dispositif étant gratuit, tous les bénéficiaires potentiels ont en principe intérêt à en bénéficier, quel que soit leur état de santé. Néanmoins, il existe des coûts non monétaires sous forme notamment de temps de démarches administratives (coûts de transaction).

C'est ce que met notamment en lumière une étude menée par l'Université Paris-Dauphine qui indique que le non-recours est plus fréquent chez les jeunes et moins fréquent chez les individus en mauvaise santé. Les autres facteurs de non-recours sont le fait de bénéficier d'une complémentaire santé pour laquelle des primes sont payées, le manque d'information, des difficultés face aux démarches administratives et une anticipation de risques de stigmatisation (Dufour-Kippelen *et al.*, 2006)<sup>12</sup>.

#### 3.1.2. L'aléa moral

À côté des phénomènes de sélection, il est crucial de considérer l'effet de la CMU-C sur le recours aux soins. La théorie économique prévoit qu'une hausse du niveau de couverture santé incite les individus à consommer plus de soins, hypothèse qui a été vérifiée par le biais de nombreux travaux empiriques (Cutler, Zeckhauser, 2000). Néanmoins, ce surcroît de consommation a des conséquences très différentes en termes de bien-être selon que les remboursements (encadré 2 et l'analyse théorique de Bardey *et al.* (2002)).

Loin d'être un phénomène statique, l'effet de la complémentaire santé sur le recours aux soins peut varier au cours du temps, à compter de la période d'adhésion. Dans ce cas il paraît plus pertinent de mobiliser le concept de *pent-up demand* (Long *et al.*, 1998). Il représente une situation où, dans la période qui précède la souscription d'une couverture santé ou l'accroissement des niveaux de garanties, le futur bénéficiaire anticipant une hausse de sa couverture reporte une partie des soins dont il a besoin jusqu'à l'ouverture de ses droits auprès de son assurance et ce afin de bénéficier des meilleurs remboursements. On observe donc une baisse des dépenses de santé entre la souscription et l'ouverture des droits, puis

<sup>12</sup> Une enquête de l'Odenore pour le fonds CMU-C (Chauveaud et Warin, 2016) indique que le non-recours à la complémentaire santé est fortement lié à des facteurs cognitifs (manque de connaissance du dispositif, difficulté à accomplir des démarches d'inscription ou manque d'information sur l'ensemble du dispositif). Les individus qui ne recourent pas à des soins sont plutôt jeunes, très souvent seuls et sans enfants (situation d'isolement social) ayant une faible capacité à accomplir de manière autonome les démarches administratives.

une forte augmentation de la dépense pendant une courte période suivant l'ouverture des droits du bénéficiaire. Le phénomène de *pent-up demand* peut également concerner des individus qui n'avaient pas les moyens d'acheter une partie des soins dont ils avaient besoin avant de bénéficier d'une amélioration de leur couverture. La hausse des garanties induit un phénomène de rattrapage se traduisant par un pic temporaire des dépenses, sans qu'il y ait forcément de phénomène d'anticipation avant la souscription. Ce concept de *pent-up demand* est pertinent pour les nouveaux éligibles. En effet, si ceux-ci bénéficiaient d'une couverture complémentaire de niveau faible ou d'aucune couverture complémentaire, l'entrée dans la CMU-C va entraîner une hausse des niveaux de remboursements et un rattrapage des consommations de soins que les individus ne pouvaient pas acheter avant d'être éligibles, ce qui se traduira par un plus fort recours aux soins à court terme (Grignon *et al.*, 2008).

L'hypothèse d'un effet de la CMU-C sur les dépenses de santé est pertinente, du fait de la gratuité des soins offerte par la CMU-C. Il reflète probablement pour partie une meilleure solvabilisation de besoins de soins pertinents, ce qui est l'effet attendu du dispositif. Mais, il peut aussi être lié pour partie à des recours peu utiles. Dans son rapport de 2015, la Cour des

#### Encadré 2.

##### L'effet de la complémentaire santé sur la demande de soins : solvabilisation positive et risque moral néfaste

Ce phénomène résulte de l'incapacité de l'assureur à observer les consommations médicales de l'assuré et à juger de leur pertinence.

Dans le cas hypothétique où l'assureur serait capable d'observer parfaitement l'état de santé et les besoins de soins de l'assuré et connaît exactement la dépense liée à ces besoins de soins, il serait possible pour les deux parties de contractualiser les remboursements liés à chaque état pathologique. Ces remboursements peuvent concerner des dépenses que l'individu n'effectuerait pas sans couverture, le transfert de revenu opéré solvabilise alors la demande de soins, et les individus en tirent un bénéfice en termes d'amélioration de leur état de santé.

En réalité, pour chaque recours aux soins, l'assureur ne peut observer que le type de service de santé utilisé et la dépense. Il n'est donc pas en mesure de statuer sur le bien-fondé du recours et de son coût, et ne peut ainsi pas différencier les remboursements selon l'état de santé des assurés. Les contrats ne peuvent donc porter que sur des remboursements conditionnellement au type de service médical utilisé et à la dépense. Dans ce cas, l'assuré peut alors avoir intérêt à effectuer des dépenses médicales élevées au regard de l'utilité qu'il retire des soins consommés, en plus des dépenses « utiles ». Cet excès de dépense est également répercuté sur le coût du contrat réduisant les ressources pour les consommations non médicales. Il faut noter que la responsabilité du surcoût de dépense peut être le fait du professionnel de santé, *via* un comportement de demande induite. En effet, ce dernier, tirant bénéfice de l'incapacité du patient à juger de la pertinence des soins prescrits, de la solvabilisation de la demande induite par la couverture santé et de l'impossibilité du régulateur à contrôler les soins dispensés, peut être incité à prescrire des actes ou à facturer des coûts sans rapport avec ce que l'état de santé nécessite. Par ailleurs, il est fait référence ici à la notion d'aléa moral *ex-post*, prégnant dans le domaine de la santé. L'aléa moral *ex-ante*, qui concerne l'accroissement des comportements à risque ou le relâchement des comportements de prévention liés au fait d'être assuré, est considéré comme peu pertinent du fait des coûts non assurables induits par la maladie (douleur, incapacité...).

Bien qu'impliquant tous les deux une augmentation du coût de la couverture santé, les deux comportements, solvabilisation de la demande de soins et aléa moral « néfaste », se distinguent par leur conséquence en termes de bien-être. En effet, dans le premier cas, le gain en bien-être occasionné par le supplément de soins consommé excède la perte – en termes de consommations non médicales – liée au surcoût de couverture. Dans le second cas, le gain de bien-être est inférieur au surcoût sur la couverture. Lorsque l'individu paie lui-même pour son contrat, la perte occasionnée peut conduire l'assuré à diminuer sa couverture, voire à ne plus se couvrir. Dans le cas de dispositifs subventionnés tels que la CMU-C, le surcoût lié à l'aléa moral néfaste – s'il existe – se traduit par un excès de ressources prélevées au regard de l'utilité apportée par le dispositif.

comptes avait pointé ce risque de surconsommation médicale. Néanmoins, il est difficile de séparer ce qui relève d'une amélioration de l'accès à des soins ayant un service médical rendu élevé, mais que les patients n'auraient pas pu acheter sans la CMU-C, d'un comportement de surconsommation de soins dont le coût serait élevé au regard de l'effet sur la santé. Cette étude se limitera à la prise en compte de l'effet de CMU-C sur les dépenses de santé, et à la variation de cet effet au cours du temps, sans chercher à mesurer la part de surconsommations bénéfiques ou néfastes.

### 3.2. Les enseignements du *Health Insurance Experiment*

La *Rand health insurance experiment* (Newhouse et Rand Corporation. *Insurance Experiment Group*, 1993) est une expérience américaine de la fin des années 1970 qui a attribué, par tirage au sort, une assurance santé avec différents niveaux de couverture à 2 000 ménages. Ces ménages ont bénéficié de ces couvertures santé pendant une période de trois ou cinq ans. Les assurances santé attribuées variaient en termes de niveau des copaiements et de plafond annuel de dépenses à la charge du ménage avant prise en charge des frais médicaux par l'assurance. Le copaiement à la charge de la famille pouvait être nul, ou de 25 %, 50 % ou 95 % des dépenses de santé engagées et le niveau maximum des dépenses à la charge du ménage avant une prise en charge par l'assurance était de 5 %, 10 % ou 15 % du revenu annuel du ménage.

Les résultats de cette expérimentation permettent de comparer le recours aux soins des bénéficiaires d'assurances santé selon le niveau de dépenses restant à leur charge. Ils sont détaillés selon les caractéristiques des bénéficiaires et le poste de dépense. L'exploitation de ces résultats permet d'affiner les hypothèses sur l'évolution de la dépense en part de complémentaire santé des bénéficiaires de la CMU-C.

#### 3.2.1. Les résultats généraux de l'expérimentation

Le recours aux soins (estimé par la probabilité de d'utilisation des services médicaux) et le montant de la dépense en santé tendent à diminuer à mesure que le reste à charge augmente. Le plafond de dépenses annuelles à partir duquel les copaiements disparaissent a aussi un impact sur le montant des dépenses de santé : les dépenses de santé annuelles diminuent quand le montant du plafond annuel au-delà duquel les dépenses de santé sont prises en charge augmente. Cependant, il n'existe pas de preuve que les individus anticipent un dépassement de ce plafond en augmentant leur dépense.

La relation entre le niveau de copaiements et les dépenses de santé n'est pas linéaire : passer d'un copaiement élevé à un copaiement faible a un impact moindre sur le recours aux soins que de passer d'un copaiement faible à un copaiement nul. C'est donc la suppression de toute dépense à la charge des ménages qui semble avoir l'effet positif le plus fort sur le recours aux soins des assurés.

#### 3.2.2. L'impact du revenu

Le niveau de revenu des individus a un impact positif sur le recours aux soins (pour tous les types de soins) quel que soit le niveau de reste à charge. Mais plus le niveau de copaiement est élevé plus le revenu joue un rôle important dans la probabilité de recourir aux soins.

Les soins hospitaliers sont impactés de façon particulière par le niveau de revenu, la probabilité de recourir à des soins hospitaliers augmente avec le revenu dans les tranches les plus basses de revenus puis diminue pour les ménages les plus aisés. De plus, la probabilité de recourir à des soins hospitaliers des bénéficiaires de l'assurance sans copaiement n'est pas impactée par le niveau de revenu des ménages.

### 3.2.3. L'impact de l'état de santé et de l'âge

Les enfants sont estimés comme étant les plus sensibles aux variations du niveau de reste à charge. Leur probabilité de recours aux soins, tout comme le montant des dépenses, sont plus sensibles au niveau de copaiement que pour les adultes. Cependant, contrairement aux adultes, le recours aux soins hospitaliers des enfants n'est pas influencé par une variation du niveau de couverture. Enfin, le niveau des dépenses de santé pour les soins hospitaliers varie de façon comparable entre adultes et enfants.

### 3.2.4. L'impact de l'état de santé

L'hétérogénéité de l'état de santé des individus bénéficiant de chaque type d'assurance n'apparaît pas avoir une influence sur la réponse des bénéficiaires au niveau de reste à charge auquel ils font face. Cependant, ce résultat est probablement en partie lié au fait que les dépenses de santé de tous les contrats d'assurance proposés imposaient un maximum de dépenses annuelles. Les individus ayant les plus fortes dépenses de santé étaient alors moins impactés par les taux de participation des différents contrats.

### 3.2.5. L'effet d'une couverture temporaire

L'expérimentation attribuant une couverture aux ménages de façon temporaire (trois ou cinq ans) permet de mesurer la réaction des assurés à une situation qu'ils considèrent comme temporaire. Les auteurs identifient deux effets qui peuvent intervenir, et qui dépendent du niveau de couverture que les individus s'attendent à retrouver à la fin de l'expérimentation. Cependant, ils ne parviennent pas à prouver l'existence de ces effets.

- Demande accélérée : pour les individus bénéficiant d'une meilleure couverture que celle qu'ils s'attendent à retrouver.
- Demande transitoire : impliquant le report de certains soins pour les individus qui s'attendent à retrouver une meilleure couverture de leurs dépenses de santé une fois l'expérimentation terminée.

### 3.2.6. L'impact sur les soins dentaires

La mise en place de l'expérimentation entraîne l'existence d'un « effet de rattrapage » sur les soins dentaires. Les dépenses en soins dentaires des bénéficiaires sont très élevées lors de la première année, puis elles diminuent la seconde année. Cet effet est identifié pour toutes les couvertures, excepté celle impliquant une participation de 95 %. Pour cette dernière, on remarque l'effet inverse : la dépense par acte est moins élevée durant la première année que durant la seconde.

Le niveau de reste à charge de l'assuré n'influence significativement ni le recours aux soins dentaires ni la dépense pour ces mêmes soins. Le seul effet significatif mis en évidence est une différence entre les assurés bénéficiant d'une couverture sans reste à charge et ceux

ayant des restes à charge, quels qu'ils soient. Le recours et la dépense de soins dentaires sont plus importants pour les individus n'ayant aucune participation à déboursier pour ces soins.

### 3.2.7. L'impact sur les soins mentaux de ville

La probabilité de recours et la dépense de soins psychiatriques dépendent du niveau de participation des patients aux dépenses et divisent les couvertures proposées en deux groupes. Ces deux groupes dépendent des professionnels pris en compte pour l'analyse.

En différenciant les fournisseurs de soins mentaux spécifiques (psychiatres, psychologues...) et les fournisseurs non spécifiques (médecins généralistes...), le recours et la dépense pour ce type de soins sont significativement plus élevés en cas de couverture sans reste à charge ou avec un reste à charge de 25 % par rapport aux autres couvertures. En ne prenant en compte que les fournisseurs de soins mentaux « formels », le recours et la dépense sont significativement plus élevés pour la couverture sans reste à charge par rapport à toutes les couvertures avec reste à charge, quel qu'il soit.

### 3.2.8. L'impact sur les passages aux urgences

Le recours et les dépenses pour les soins effectués dans les services d'urgence diminuent graduellement avec le niveau de couverture. Le revenu a un fort impact sur le recours et la dépense en services d'urgence. Ainsi, le tiers le plus pauvre de l'échantillon a une dépense plus élevée en soins d'urgences que le tiers le plus riche. Ce résultat apparaît pour tous les niveaux de couverture : le revenu ayant un impact uniforme sur les différents niveaux de couverture.

## 3.3. Les résultats concernant la CMU-C

La CMU-C a aussi fait l'objet d'analyses, la loi du 27 juillet 1999 portant création d'une couverture maladie universelle ayant prévu la publication d'un rapport d'évaluation tous les deux ans. Le dispositif a aussi intéressé les chercheurs et services ministériels car sa singularité permet de tester certaines hypothèses théoriques formulées dans la littérature scientifique. Ces recherches développent une connaissance plus fine de l'impact du dispositif de la CMU-C sur les dépenses de santé de ses bénéficiaires.

La CMU-C diminue le non-recours aux soins de ses bénéficiaires par rapport à une population non couverte. La proportion d'individus déclarant au moins un renoncement aux soins pour raisons financières diminue en effet de moitié (Després *et al.*, 2011). En comparaison aux complémentaires disponibles sur le marché privé, l'effet de la CMU-C sur le recours aux soins est équivalent : la CMU-C réduit le non-recours aux soins de façon comparable aux complémentaires santé privées. Seul le recours au médecin généraliste est plus important pour les bénéficiaires de la CMU-C par rapport aux bénéficiaires des autres complémentaires (Jess, 2015).

Afin de tester l'influence du bénéfice nouveau d'une couverture couvrant la quasi-totalité des dépenses de santé, Grignon *et al.* (2008) étudient les différences de trajectoires de consommation des bénéficiaires de la CMU-C lors de sa création. Les postes de dépense testés sont : tous types de soins inclus, médecins généralistes et spécialistes, et médicaments prescrits. Leurs résultats font apparaître des différences entre deux groupes de bénéficiaires : les individus automatiquement inclus dans le dispositif car ils disposaient aupa-



ravant de l'AMG et les individus ayant réalisé les démarches nécessaires pour bénéficier de la complémentaire. Le second groupe voit sa probabilité de recourir aux soins augmenter significativement pour tous les postes après son entrée dans la CMU-C. Leurs dépenses de santé sont aussi en hausse pour tous les postes de soins sauf pour le poste des consultations de médecins généralistes. Le premier groupe voit aussi sa probabilité de recourir aux soins augmenter mais seulement pour les médecins généralistes et tous les types de soins, et la dépense de ce groupe augmente seulement pour les consultations de généralistes (Grignon *et al.*, 2008).

Une différence dans la structure de consommation de soins entre les anciens bénéficiaires de l'AMG et ceux de la CMU-C est aussi identifiée par (Raynaud, 2003). Il montre que la probabilité de consulter au moins une fois un médecin est plus importante chez les anciens bénéficiaires de l'AMG, comme la probabilité de recourir au généraliste et à la pharmacie. Les anciens bénéficiaires de l'AMG ont aussi une plus faible probabilité de recourir au spécialiste que leurs homologues bénéficiaires de la CMU-C (Raynaud, 2003).

### 3.4. Les changements des seuils d'éligibilité et les enseignements issus de *Medicaid* et de la CMU-C

Les effets de seuils, liés à l'éligibilité de *Medicaid* et à son extension à un plus grand nombre de bénéficiaires dans le cadre de l'*Affordable Care Act*, ont entraîné la publication d'études s'intéressant à l'impact de l'extension d'une assurance sur une population ayant des caractéristiques démographiques et économiques proches de celle des bénéficiaires de la CMU-C.

Jusqu'en 2014, malgré des disparités territoriales, le programme était ouvert aux ménages avec enfants, aux personnes âgées et aux personnes handicapées. Depuis 2014, dans certains États, le programme est ouvert à tous les citoyens dont le revenu est inférieur au seuil de pauvreté majoré d'un tiers (Buchmueller et Wittwer, 2017).

Avant 2014, les enfants étaient éligibles pour le programme *Medicaid* jusqu'à l'âge de 19 ans (21 ans pour certains États). Passé l'âge limite d'éligibilité au programme, le taux d'individus non assurés double passant de 15 % à 30 %. En étudiant l'effet de la limite d'âge sur la consommation et le recours aux soins des jeunes adultes, Coey (2015) confirme les résultats obtenus par l'expérience de la RAND sur l'élasticité de la demande de soins des jeunes adultes et des enfants au prix des soins (Newhouse et Rand Corporation. *Insurance Experiment Group*, 1993). De plus, ces résultats sont retrouvés dans un contexte quasi expérimental et sur une population dont les caractéristiques sont plus proches de celles des bénéficiaires de la CMU-C. L'auteur estime qu'après la perte du bénéfice de *Medicaid*, le nombre de visites à des professionnels de santé diminue de 64 %, les consultations en cabinet étant les plus concernées, devant les consultations dentaires et les consultations hospitalières en ambulatoire (hors urgences). Les postes les plus impactés en termes de dépenses sont le dentaire, les séjours hospitaliers et les consultations en cabinet (Coey, 2015).

Les tranches de population devenant éligibles pour certains États en 2014 ont été décrites par (Hill *et al.*, 2014). En moyenne, cette population est plus âgée, plus masculine et comporte une plus forte proportion de célibataires et de couples sans enfant. Socialement, ces individus sont plus à l'aise avec l'anglais et leur niveau d'études est légèrement plus élevé. Par ailleurs, les individus nouvellement éligibles sont aussi plus nombreux à considérer qu'ils n'ont pas besoin de bénéficier d'une assurance santé ni de professionnels de santé pour se soigner, ou qu'ils prennent plus de risques que le reste de la population. L'état de santé de ces nouveaux éligibles est similaire à celui des anciens bénéficiaires sur le plan physique

et mental. On trouve cependant une plus grande prévalence des syndromes dépressifs et des maladies chroniques chez les anciens éligibles (Hill, *et al.*, 2014).

Dans la lignée de la caractérisation de ces nouveaux bénéficiaires, Jacobs *et al.* (2017) ont étudié, *via* une simulation, la consommation de soins et les dépenses de santé des bénéficiaires de *Medicaid* appartenant à cette vague de nouveaux éligibles. Leurs résultats indiquent que les bénéficiaires appartenant à la dernière vague d'éligibles ont une dépense totale moyenne inférieure de 21 % à la dépense moyenne des anciens bénéficiaires. Cet écart est plus grand pour les adultes sans enfants (30 %, non significatif) et pour les parents (46 %). Par poste, les seuls écarts significatifs interviennent, chez les parents, pour les dépenses relatives aux passages aux urgences et pour les visites en cabinets. Pour les adultes sans enfants, les dépenses liées aux passages aux urgences sont plus élevées pour les nouveaux bénéficiaires. Les auteurs ont aussi testé la persistance dans le temps de ces écarts de dépense en excluant de l'analyse les trois premiers, puis les six premiers mois du bénéfice de *Medicaid*. Ils concluent à un écart de dépenses plus important entre les deux groupes quand les mois suivant l'attribution du bénéfice de *Medicaid* sont retirés (Jacobs, *et al.* 2017). Ce qui suggère qu'un effet de solvabilisation (voir 3.1) pourrait exister pour les nouveaux bénéficiaires de *Medicaid*.

En France, le dispositif de la CMU-C n'étant pas ouvert à l'ensemble de la population, son seuil d'éligibilité a un impact sur le recours aux droits des bénéficiaires. Si le taux de recours à la complémentaire est d'environ 70 % sur l'ensemble de la population éligible (Fonds CMU-C, 2016), ce taux semble chuter dans les tranches de population éligibles dont le revenu est proche du seuil. Guthmuller et Wittwer trouvent que dans la tranche de revenus située entre le seuil de la CMU-C et 70 % du seuil, le taux de recours à la CMU-C tombe à 30 % des éligibles.

L'existence de ce seuil permet de mesurer l'impact « local » du bénéfice et/ou de l'éligibilité à la CMU-C, c'est-à-dire l'impact entre deux populations *a priori* similaires séparées par un seuil défini de façon exogène. Sur l'ensemble de la population et en mesurant l'effet du bénéfice de la CMU-C, le seuil d'éligibilité a un effet sur le recours aux soins des populations : les bénéficiaires de la CMU-C ont un nombre de visites chez le médecin généraliste plus important que les non bénéficiaires juste au-dessus du plafond du dispositif (Guthmuller et Wittwer, 2012). Dans un nouvel article, Guthmuller et Wittwer (2017) souhaitent tester l'incidence de la CMU-C sur la population hors ALD. La taille de l'échantillon ne leur permet plus de tester l'impact du bénéfice de la CMU-C mais seulement celui de l'éligibilité à celle-ci. Ils trouvent alors une différence dans la probabilité de voir un médecin spécialiste dans la population des moins de 30 ans. Cette différence est en faveur de la population éligible à la CMU-C.

## CHAPITRE II

# Une analyse sur données micro-économiques

### 4. La stratégie d'analyse

#### 4.1. Les données mobilisées

Cette analyse sur données micro-économiques de consommation de soins a été réalisée en deux étapes complémentaires. Une première étape a mobilisé des données de l'Irdes utilisées pour la réalisation d'ESPS et issues du Système national des données de santé (SNDS). La seconde partie de cette analyse a directement mobilisé les données du SNDS *via* l'utilisation de l'EGB.

##### 4.1.1. L'Echantillon généraliste de bénéficiaires (EGB)

L'EGB est un échantillon représentatif permanent à l'échelle 1/97<sup>e</sup> de la population couverte par le Régime général<sup>13</sup>, le régime agricole (MSA) et le régime des indépendants (SSI)<sup>14</sup>. La profondeur d'historique des données médico-administratives est de vingt ans en plus de l'année en cours. En 2017, environ 660 000 individus sont inclus dans la base à la suite d'un tirage aléatoire réalisé sur la base de leur Numéro d'inscription au répertoire des personnes physiques (Nir). Le nombre total d'individus inclus dans l'EGB est variable, chaque trimestre les nouveau-nés et nouveaux affiliés (immigration) à l'un des trois grands régimes sont inclus. D'autre part, après désaffiliation (décès ou émigration) de l'assurance maladie, les données de consommation sont conservées jusqu'à expiration du délai de vingt ans (De Roquefeuil *et al.*, 2009 ; Moulis *et al.*, 2015 ; Tuppin *et al.*, 2017).

##### *Les données de consommation*

Pour chaque bénéficiaire, un historique des dépenses présentées au remboursement de l'Assurance maladie est disponible avec, pour chaque soin enregistré, la nature du soin, la date d'exécution, la dépense effective<sup>15</sup> occasionnée, le montant remboursé par l'assurance maladie obligatoire et, pour les bénéficiaires de la CMU-C, le montant remboursé en part de complémentaire santé. Cependant, une restriction existe concernant les données de consommation hospitalière : seules les données du Programme de médicalisation des systèmes d'information (PMSI<sup>16</sup>) relatives à la Médecine, chirurgie, obstétrique (MCO) sont chaînées avec les données de l'EGB. Il n'est donc pas possible d'inclure les consommations de soins psychiatriques en milieu hospitalier, ni les Soins de suite et de réadaptation (SSR), ni les Hospitalisations à domicile (HAD) dans les études réalisées à partir de l'EGB.

<sup>13</sup> Hors Sociétés locales mutualistes (ex : MGEN) avant 2016.

<sup>14</sup> Les données des bénéficiaires du SSI et de la MSA sont disponibles dans l'EGB depuis l'année 2011.

<sup>15</sup> Dépense totale y compris dépassements par rapport à la dépense remboursable.

<sup>16</sup> Programme de médicalisation des systèmes d'information (PMSI), géré par l'Agence technique de l'information sur l'hospitalisation (ATIH), alors que le SNDS est piloté par la Caisse nationale de l'Assurance maladie (Cnam).

### Les informations sur les bénéficiaires

Aux données de consommation sont associées des données démographiques (âge, sexe), géographiques (lieu de résidence) et médico-administratives (régime d'affiliation, exonérations du ticket modérateur, bénéfice de la CMU-C ou de l'ACS), listées pour chaque individu. Avec, pour les ALD, les motifs, les dates de début, de renouvellement et de fin de droits au dispositif.

#### 4.1.2. L'échantillon-maître ESPS

L'échantillon-maître ESPS est un sous-échantillon de l'EGB<sup>17</sup> représentatif de la population selon le sexe, l'âge et la Zone d'études et d'aménagement du territoire (Zeat)<sup>18</sup>. À partir des assurés sociaux tirés depuis l'EGB, l'ensemble des individus appartenant à la même « grappe assurance maladie »<sup>19</sup> sont inclus dans l'échantillon. Cela implique que les caractéristiques de cet échantillon soient similaires à celles de l'EGB. Ainsi, toute personne extraite de l'EGB sera extraite de l'échantillon-maître ESPS. Enfin, la nature des consommations de soins incluses dans cet échantillon est similaire à celle des consommations incluses dans l'EGB (Dourgnon *et al.*, 2012 ; Célant *et al.*, 2014).

Cependant, en termes de caractérisation des assurés sociaux, des informations supplémentaires sont disponibles dans l'échantillon ESPS. Ainsi, certains types de contrats, comme les contrats CMU-C, sont spécifiquement identifiables avec leurs dates de début et de fin d'affiliation. Aussi, à partir de l'année 2012, des informations (hors dépenses) sont disponibles sur les séjours hospitaliers dans les services psychiatriques, de SSR ainsi que pour les HAD.

#### 4.1.3. Quelle complémentarité entre l'EGB et l'échantillon-maître ESPS ?

L'EGB permet de suivre un effectif important de bénéficiaires de la CMU-C : environ 90 000 individus ayant au moins un remboursement au titre de la CMU-C entre 2011 et 2015. L'importance de cette cohorte permet de bénéficier, à chaque trimestre de la période d'étude, d'un échantillon qui varie entre 35 000 et 45 000 bénéficiaires de la CMU-C.

L'échantillon-maître ESPS ne permet pas de suivre un nombre aussi important de bénéficiaires de la CMU-C. Mais son intérêt tient au fait que pour chaque individu inclus, le statut vis-à-vis de la couverture complémentaire est connu qu'il consomme ou non des soins. Et ce grâce aux dates de début et de fin d'affiliation qui sont disponibles dans les données de l'Assurance maladie, remontées en vue de l'appariement avec les données d'ESPS. Avec cette information, nous pouvons alors étudier les comportements de recours aux soins et leurs évolutions ainsi que distinguer les bénéficiaires nouvellement titulaires de la complémentaire.

---

<sup>17</sup> Dans le sens où la clé de tirage de l'EGB est reproduite à partir des bases sources de l'Assurance maladie afin d'obtenir la population incluse dans l'EGB, puis, dans un second temps, une seconde clé de tirage sélectionne l'échantillon-maître ESPS (voir aussi Dourgnon *et al.*, 2012).

<sup>18</sup> Le découpage du territoire métropolitain en 8 grandes zones d'étude correspond au niveau 1 de la Nomenclature des unités territoriales statistiques (NUTS) européenne (Insee).

<sup>19</sup> La grappe assurance maladie regroupe l'ensemble de ses ayant-droits avec leur ouvreuse de droits. Cette définition diffère alors de celle d'un ménage puisque les membres d'un ménage peuvent appartenir à différentes grappes et qu'une grappe peut inclure des membres de ménages différents.

Tableau 1 Périmètre des données

Source	Échantillon généraliste de bénéficiaires (EGB)	Échantillon Enquête santé et protection sociale (ESPS)
<b>Périmètre géographique</b>	France entière (métropole + Départements d'outre-mer (Dom) – Hors Mayotte  Population couverte hors Sections locales mutualistes (SLM)	France entière (métropole + Dom) – Hors Mayotte  Population couverte hors SLM jusqu'au 31/12/2013, avec certaines SLM en 2014
<b>Période temporelle</b>	Janvier 2011 à décembre 2015	Janvier 2010 à décembre 2014 <sup>a</sup>
<b>Unité d'observation</b>	Trimestre	Trimestre
<b>Champs considérés</b>	Soins de ville et hospitaliers en services de Médecine, chirurgie et obstétrique (MCO)	Soins de ville et hospitaliers en services de MCO  Séjours en services psychiatriques, Soins de suite et de réadaptation (SSR) et Hospitalisation à domicile (HAD) : analyse du recours seulement
<b>Censures</b>	Périodes antérieures à la naissance et postérieures au décès supprimées	Périodes antérieures à la naissance ou à l'inclusion et postérieures au décès ou à la sortie de l'échantillon supprimées
<b>Règles d'inclusion</b>	Ensemble des assurés sociaux ayant eu au moins un remboursement au titre de la Couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) sur la période	Ensemble des assurés sociaux ayant été affiliés à la CMU-C au moins une fois sur la période  Échantillon témoin de taille et structure d'âge comparable à la population CMU-C  Tirage aléatoire réalisé sur les individus n'ayant jamais bénéficié de la CMU-C sur la période
<b>Postes</b>	Ville (détail en section 4.3.2) + hospitalier MCO	Ville (détail en section 4.3.2) + hospitalier MCO PSY et SSR (à partir de 2012)

<sup>a</sup> L'année 2014 correspondant à la dernière année de disponibilité des données de l'échantillon-maître ESPS au moment de l'étude.

L'intérêt de réaliser une double analyse sur données micro-économiques réside donc dans la nécessité d'analyser les comportements de consommation des bénéficiaires de la CMU-C, qu'ils aient consommé ou non des soins, d'être capable de distinguer les individus selon qu'ils bénéficient ou non de la CMU-C depuis plus d'un an et enfin de fiabiliser cette analyse en utilisant une taille d'échantillon la plus volumineuse possible. Ainsi, dans un premier temps, l'échantillon ESPS est mobilisé afin d'analyser les comportements de recours et de non-recours aux soins des bénéficiaires de la CMU-C et d'un groupe témoin. Dans un second temps, l'analyse de l'évolution de la dépense portant sur les seuls individus ayant consommé des soins, il est intéressant, du point de vue de la fiabilisation de l'étude, de bénéficier d'une taille d'échantillon plus importante.

## 4.2. La sélection de l'échantillon

Dans chacune des deux bases mobilisées sont sélectionnés tous les assurés sociaux ayant au moins une fois la CMU-C sur la période considérée. Puis nous sélectionnons l'ensemble de leurs consommations de soins sur cette même période. Cependant, en cas de naissance ou décès au cours de la période d'étude ou pour des raisons liées aux règles d'inclusion dans les bases de données sources, il est possible que les individus ne soient présents que sur

une partie de la période d'étude. Dans ce cas, les trimestres pour lesquels ils sont absents des données sont retirés de l'étude.

Plus spécifiquement, dans l'échantillon-maître ESPS, nous sélectionnons l'ensemble des individus ayant bénéficié d'au moins un trimestre de la CMU-C entre 2010 et 2014, soit 25 359 individus. Dans l'EGB, nous sélectionnons l'ensemble des individus ayant eu au moins un remboursement au titre de la CMU-C sur la période 2011-2015, soit 90 814 individus.

À partir de l'échantillon-maître ESPS, nous sélectionnons un second échantillon (dit « échantillon de contrôle ») d'assurés sociaux ne bénéficiant jamais de la CMU-C sur l'ensemble de la période d'observation afin de constituer un groupe témoin. De structure d'âge et d'effectif comparable à l'échantillon de bénéficiaires de la CMU-C<sup>20</sup>, cet échantillon témoin permet de comparer l'évolution de la dépense des bénéficiaires de la CMU-C à celle de la population générale et ainsi de déterminer si les dynamiques d'évolution de cette population sont spécifiques aux bénéficiaires de la CMU-C ou communes à l'ensemble de la population.

### 4.3. Les indicateurs et postes de soins

#### 4.3.1. Les indicateurs

- Au moins un recours par poste : pour chaque poste de soins, nous identifions à chaque trimestre et pour chaque individu s'il a, ou non, recouru à un poste donné.
- Nombre de séances : sur certains postes (médecins généralistes, spécialistes, kinésithérapeutes et infirmiers), il est possible de compter le nombre de séances par trimestre et par patient recourant au poste. L'analyse de cet indicateur apporte de l'information sur l'intensité du recours pour les postes concernés.
- Nombre de séjours : nombre de séjours passés en MCO, psychiatrie et SSR.
- Nombre de jours passés en hospitalisation : nombre de jours passés en hospitalisation complète ou incomplète dans les services de MCO, psychiatrie et SSR.
- Dépense remboursable : la dépense remboursable est l'indicateur qui présente les dépenses de santé « en base de remboursement », c'est-à-dire le montant d'une dépense de santé hors dépassements éventuels. Les dépassements d'honoraires étant interdits pour

#### Encadré 3. L'identification des bénéficiaires de l'Allocation aux adultes handicapés (AAH) et du Revenu de solidarité active (RSA) dans les bases medico-administratives

Les bénéficiaires des deux allocations s'affilient à l'assurance maladie au titre de l'allocation (RSA ou AAH) sont identifiables comme bénéficiaires.

Ainsi les assurés sociaux bénéficiaires d'un de ces minima mais ayant-droits d'une personne affiliée au titre d'un autre régime ne sont pas identifiables comme bénéficiaires.

À l'inverse, les ayant-droits d'un allocataire du RSA ou de l'AAH sont aussi identifiés comme allocataires. Il est d'usage de ne pas prendre en compte les assurés sociaux ayant-droits d'un assuré social au titre de l'AAH. Pour les bénéficiaires du RSA, nous avons cependant décidé de garder les ayant-droits.

On estime qu'environ 70 % des bénéficiaires de chaque dispositif sont identifiables dans les bases de l'Assurance maladie.

<sup>20</sup> 14 756 individus au total sur la période, mais la population par trimestre est comparable pour les deux groupes.

les bénéficiaires de la CMU-C, la dépense remboursable constitue l'indicateur de suivi des dépenses de santé sur une assiette équivalente

- Ratio  $\frac{DépensePartComplémentaire}{DépenseRemboursable}$  : ce dernier indicateur permet d'identifier les complémentaires à dépense remboursable constante. Une telle analyse permet de suivre les changements de prise en charge (assurance maladie obligatoire *vs* assurance maladie complémentaire) de la dépense des bénéficiaires de la CMU-C et ainsi d'identifier une éventuelle diminution de la prise en charge de la dépense par la CMU-C.

#### 4.3.2. Les postes de soins

Le découpage retenu en termes de postes de soins est présenté ci-après. Les soins de ville et hospitaliers sont séparés de manière à ce que les soins hospitaliers ne représentent que les séjours hospitaliers. Les consultations externes sont regroupées avec la spécialité de ville correspondante à la spécialité du professionnel, de manière à rassembler les médecins ayant une même spécialité d'exercice, et donc répondant à des besoins de soins similaires, plutôt que de les regrouper selon leur lieu d'exercice (ce qui a peu de sens en termes d'analyse des comportements de recours aux soins).

- Soins de médecins généralistes
- Soins de médecins spécialistes
- Soins et prothèses dentaires
- Soins d'auxiliaires (soins de sages-femmes, infirmiers, kinésithérapeutes, pédicures et orthophonistes)
- Biologie
- Pharmacie
- Appareils et matériel de traitement (pansements, assistance respiratoire, matériel de contention et de maintien, appareils générateurs d'aérosols...)
- Optique
- Prothèses et orthèses (comprend : appareils de surdit , implants, v hicules pour handicap s moteur, prise en charge d rogatoires de la Liste des produits et prestations (LPP))
- Transports sanitaires
- Divers / soins r alis s   l' tranger
- Urgences non suivies d'une hospitalisation
- Hospitalisation en M decine, chirurgie, obst trique (MCO)
- Hospitalisation en psychiatrie
- Hospitalisation en Soins de suite et de r adaptation (SSR)

#### 4.3.3. Les variables explicatives

##### *Les b n ficiaires du dispositif des Affections de longue dur e (ALD)*

Les b n ficiaires du statut ALD sont exon r s de ticket mod rateur sur un panier de soins correspondant aux actes et prestations relatifs au traitement de la pathologie pour laquelle ils b n ficient du statut ALD. Ainsi, pour une partie de leur consommation de soins, les b n ficiaires d'une ALD sont rembours s   100 % par l'assurance maladie obligatoire. La

demande de statut ALD est à l'initiative du médecin traitant et seuls les patients souffrant de pathologies inscrites sur la liste des 30 ALD (plus certaines formes d'autres maladies et certaines polyopathologies) peuvent bénéficier du statut.

Les deux bases de données utilisées renseignent sur la date d'entrée en ALD et éventuellement de sortie, ainsi que sur le numéro de l'ALD. Nous avons ainsi pu identifier les individus inscrits à ce dispositif et, pour ces derniers, les trimestres d'affiliation. Du fait de la taille limitée des échantillons, nous n'avons en revanche pas cherché à distinguer le numéro d'ALD.

#### *Les bénéficiaires de l'Allocation aux adultes handicapés (AAH)*

Au 1<sup>er</sup> avril 2018, les bénéficiaires de l'AAH bénéficient d'une garantie de ressources de 819 euros pour une personne seule ; son montant sera porté à 860 euros par mois pour une personne seule au 1<sup>er</sup> novembre 2018. Le montant de l'allocation est donc supérieur de 85 euros au seuil d'éligibilité de la CMU-C pour une personne seule qui ne perçoit que l'AAH<sup>21</sup>. Au sein de l'échantillon de travail, on observe tout de même une faible proportion de bénéficiaires à la fois de la CMU-C et de l'AAH, ce qui est cohérent avec des données en population générale éditées par le Fonds CMU-C, qui montrent que 11 % des bénéficiaires de l'AAH perçoivent la CMU-C (Runfola, 2014). Ce phénomène peut être dû à deux facteurs : la composition familiale des foyers de certains bénéficiaires de l'AAH qui fait basculer le revenu par unité de consommation sous le seuil de la CMU-C, une hospitalisation longue ou un placement de l'allocataire de l'AAH en Maison d'accueil spécialisé (Mas)<sup>22</sup>.

Cette aide est attribuée aux adultes de plus de 20 ans, dont le revenu ne dépasse pas 819 euros par mois pour une personne seule ayant un taux d'incapacité supérieur ou égal à 80 % ou de 50 % dans le cas d'une réduction substantielle d'accès à un emploi.

Le bénéfice de l'AAH est identifié au travers du code « petit régime » (le mode d'affiliation à l'Assurance maladie), ce qui permet de retrouver la majeure partie des allocataires mais pas tous (encadré 3). La date d'affiliation associée à ce code permet de déterminer les trimestres pour lesquels les individus bénéficient de l'AAH.

#### *Le Revenu de solidarité active (RSA)*

Le RSA garantit un revenu minimal de 550,93 euros pour une personne seule en 2018 pour les individus de plus de 25 ans ou les actifs de plus de 18 ans n'ayant pas d'autres sources de revenu et ayant épuisé leurs droits aux autres prestations sociales. Le RSA pour les personnes sans activité est dit socle par opposition au RSA activité, remplacé par la prime d'activité en 2016, et qui était destiné aux personnes en activité ayant un faible revenu.

Comme pour l'AAH (et avec les mêmes limites en termes de repérage), le bénéfice du RSA socle est identifié à chaque trimestre au moyen du code « petit régime » et des dates d'affiliation associées.

<sup>21</sup> Ne percevant aucune autre ressource, en particulier des compléments accordés dans certaines conditions aux titulaires de l'AAH dont le taux d'incapacité est supérieur à 80 % (complément de ressources de 179,31 euros ou majoration pour vie autonome de 104,77 euros).

<sup>22</sup> Une hospitalisation longue en établissement hospitalier ou le placement d'un allocataire de l'AAH en Mas peut entraîner une réduction de 70 % du montant de l'AAH pour l'allocataire. L'allocation n'est donc plus que de 245 euros sauf s'il acquitte le forfait journalier hospitalier, s'il a au moins un enfant à charge ou si son conjoint ne travaille pas pour un motif reconnu par la Commission des droits et de l'autonomie des personnes handicapées.



### *Le grand régime d'affiliation*

Le grand régime d'affiliation (Régime général, agricole ou des indépendants), inhérent au secteur d'activité (pour les actifs, les inactifs étant affiliés au Régime général), permet de discriminer des populations dont les comportements de recours et de consommation de soins sont différents. Étant donné la faible fréquence des changements de régime, cette caractéristique est supposée fixe dans le temps.

### *L'ancienneté à la CMU-C et la date d'entrée dans le dispositif*

À chaque trimestre, les bénéficiaires de la CMU-C sont distingués en deux groupes selon qu'ils bénéficient de la CMU-C depuis moins ou plus d'un an. Une telle différenciation permet de comparer la composition des deux groupes, leur niveau de dépense par indicateur, puis de tester l'effet sur le recours et la consommation de soins de l'arrivée de nouveaux bénéficiaires de la CMU-C.

Nous identifions par ailleurs les individus entrés dans le dispositif avant le 1<sup>er</sup> juillet 2013 de ceux entrés uniquement après de manière à comparer les niveaux de dépense des deux populations et à tester l'hypothèse selon laquelle les individus entrés après la revalorisation auraient des niveaux de dépenses, plus faibles. Alors que l'ancienneté varie d'un trimestre à l'autre (les nouveaux bénéficiaires deviennent anciens au bout d'un an), la date d'entrée est par nature fixe dans le temps.

La construction de ces deux variables nécessite de disposer de l'historique des entrées et sorties du dispositif, information absente de l'EGB. Ces variables ne sont donc disponibles que pour l'analyse effectuée sur l'échantillon-maître ESPS.

**Tableau 2** Récapitulatif des variables

Caractéristique	Variabilité selon les trimestres	Disponibilité
Affections de longue durée (ALD)	Variable	EGB et échantillon-maître ESPS
Revenu de solidarité active (RSA)	Variable	EGB et échantillon-maître ESPS
Allocation aux adultes handicapés (AAH)	Variable	EGB et échantillon-maître ESPS
Régime d'affiliation	Fixe	EGB et échantillon-maître ESPS
Ancienneté à la CMU-C	Variable	Échantillon-maître ESPS
Entrée à la CMU-C (avant / après 2013)	Fixe	Échantillon-maître ESPS
Age	Variable	EGB et échantillon-maître ESPS
Sexe	Fixe	EGB et échantillon-maître ESPS
Région de résidence	Fixe	EGB et échantillon-maître ESPS

## 4.4. Le test des hypothèses

Nous estimons dans un premier temps la dynamique de la dépense remboursable selon le statut des individus au regard de la CMU-C (non-bénéficiaires, bénéficiaires depuis moins d'un an, bénéficiaires depuis plus d'un an), ce qui permet de travailler sur une quantité homogène quel que soit le statut. Nous testons ainsi l'existence de différences de consommation selon le statut vis-à-vis de la CMU-C (hypothèse 1) et de modifications de la structure de consommation de soins induites par le bénéfice de la CMU-C (hypothèse 3).

Nous estimons ensuite la relation entre coût en part complémentaire et dépense remboursable (hypothèse 4) et enfin nous estimons la dynamique des entrées dans le dispositif et vérifions l'hypothèse selon laquelle les individus entrants ont un meilleur état de santé que les individus déjà présents (hypothèse 2).

#### 4.4.1. L'estimation de la dynamique de la dépense remboursable

La dynamique suivie par le recours et la dépense est donnée par les équations suivantes :

$$\ln \left[ \frac{p_{i,t}(k)}{1 - p_{i,t}} \right] = a_{k,t} + \delta_{k,t} \text{cmu}_{eit} + \gamma_{k,t} \text{cmu}_{rit} + \tau_{k,t} T_i + \beta_k X_{i,t} + u_{k,i} + \varepsilon_{k,i,t}$$

$$\ln [d_{i,t}(k)] = \eta_{k,t} + \varphi_{k,t} \text{cmu}_{eit} + \Phi_{k,t} \text{cmu}_{rit} + \Theta_{k,t} T_i + \psi_k X_{i,t} + \zeta_{k,i} + \varsigma_{k,i,t}$$

Où :

- $\text{cmu}_{eit}$  est une variable qui vaut 1 si l'individu a la CMU-C depuis moins d'un an à la date t et 0 sinon et  $\text{cmu}_{rit}$  est une variable qui vaut 1 si l'individu a la CMU-C depuis plus d'un an à la date t et 0 sinon.
- $a_{k,t}$ ,  $\delta_{k,t}$ ,  $\gamma_{k,t}$  et  $\tau_{k,t}$  sont les effets temporels fixes d'un individu à l'autre chez respectivement les bénéficiaires qui sont sortis ou ne sont pas encore entrés dans le dispositif, les nouveaux bénéficiaires, les anciens bénéficiaires et les témoins en ce qui concerne la probabilité de recours.
- $\eta_{k,t}$ ,  $\varphi_{k,t}$ ,  $\Phi_{k,t}$  et  $\Theta_{k,t}$  sont les effets temporels fixes d'un individu à l'autre chez respectivement les bénéficiaires qui sont sortis ou ne sont pas encore entrés dans le dispositif, les nouveaux bénéficiaires, les anciens bénéficiaires et les témoins en ce qui concerne la dépense remboursable.
- $X_{i,t}$  représente les caractéristiques démographiques et médicales présentes dans le SNDS : l'âge, le genre, le fait d'entrer en ALD, la région de résidence.

Enfin,  $u_{k,i}$  et  $\zeta_{k,i}$  représentent un ensemble de caractéristiques inobservées, fixes dans le temps, et  $\varepsilon_{k,i,t}$  et  $\varsigma_{k,i,t}$  des résidus variables dans le temps.

#### 4.4.2. L'estimation de la dépense en part de complémentaire santé à partir de la dépense remboursable

Dans une deuxième étape, nous estimons pour chaque type de soin la relation entre coût en part complémentaire  $c_{i,t}(k)$  et dépense remboursable  $d_{i,t}(k)$ , chez les bénéficiaires de la CMU-C, et uniquement aux trimestres où ils bénéficient de ce dispositif :

$$\ln [d_{i,t}(k)] = a_{k,t} + b_k X_{i,t} + v_{ki} + \omega_{kit}$$

$X_{i,t}$  a la même signification que dans les équations de probabilité de recours et de dépense remboursable,  $v_{k,i}$  représente un ensemble de caractéristiques inobservées, fixes dans le temps, et  $\omega_{kit}$  un résidu variable dans le temps.

#### 4.4.3. La méthode d'estimation

La probabilité  $P_{i,t}^{(k)}$  de recourir aux soins du poste  $k$  (médecin généraliste, spécialiste, dentiste, etc.) durant la période  $t$  est modélisée au moyen d'un modèle de probabilité linéaire<sup>23</sup>, la dépense remboursable trimestrielle  $d_{i,t}^{(k)}$  par poste  $k$ , lorsqu'il y a eu recours, est estimée en fonction de la dépense remboursable sur ce poste à la date  $t - 1$  au moyen d'un modèle log-linéaire de même que le ratio entre dépense en part complémentaire et dépense remboursable.

Étant donné le nombre assez faible de variables de contrôle dont nous disposons, nous pouvons faire l'hypothèse que certaines d'entre elles sont liées à des caractéristiques inobservées ayant un effet propre sur les consommations médicales. Par exemple, le bénéfice de l'ALD peut être lié à d'autres caractéristiques d'état de santé, celui du RSA à d'autres caractéristiques socio-économiques. Il en découle un lien potentiel entre variables de contrôle et résidus qui, s'il n'est pas pris en compte, peut conduire à surestimer ou à sous-estimer l'effet des variables de contrôle. Les méthodes d'estimation traditionnelles sur données de panel permettent de prendre en compte le lien entre ces variables et les caractéristiques fixes dans le temps, modélisées dans les équations précédentes aux moyens des résidus  $v_{k,i}$ ,  $\zeta_{k,i}$  et  $v_{k,i}$ . Ainsi, deux méthodes d'estimation ont été appliquées :

- Des estimations par modèles à effets fixes, lesquelles consistent, lorsque c'est possible, à appliquer des transformations sur les modèles de manière à faire disparaître les effets fixes.
- Des estimations par modèles linéaires généralisés (GLM), avec spécification de Mundlak pour prendre en compte le lien entre variables de contrôle et facteurs inobservés fixes dans le temps et une spécification GEE (*General estimating equation*)<sup>24</sup> pour prendre en compte la corrélation des résidus dans le temps.

La spécification de Mundlak, appliquée dans les deux dernières spécifications, consiste à introduire pour chaque régresseur variable dans le temps une variable fixe dans le temps égale à la moyenne du régresseur sur l'ensemble de la période d'observation.

Les estimations par effets fixes présentent l'avantage d'être les moins contraintes en termes d'hypothèses sur la forme du lien entre caractéristiques observables et inobservables. Les estimations par les GLM avec spécification de Mundlak permettent en revanche d'estimer les coefficients associés aux variables fixes dans le temps, contrairement aux modèles à effets fixes. Concernant les facteurs qui varient dans le temps, notamment les tendances temporelles associées à chaque groupe, les deux méthodes d'estimation donnent des résultats très proches.

---

<sup>23</sup> L'utilisation d'un modèle à probabilité linéaire n'est pas standard pour l'estimation de probabilités et nécessite (i) une hypothèse de relation linéaire entre la probabilité de recours et les variables explicatives (ii), le calcul d'écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité pour effectuer les tests statistiques nécessaires sur les coefficients estimés. Enfin, les probabilités prédites par un modèle à probabilité linéaire ne sont pas restreintes à l'intervalle  $[0 ; 1]$ .

<sup>24</sup> La méthode d'estimation GEE (*General estimating equation*) est une extension des GLM, qui permet de prendre en compte la corrélation des résidus dans un modèle sur données de panel. L'estimation se fait par quasi-maximum de vraisemblance, après avoir spécifié la forme de la matrice de corrélation des résidus. Ici, nous supposons une corrélation uniforme entre les résidus à différents trimestres.

## 5. Les résultats

### 5.1. L'Analyse descriptive des caractéristiques du groupe CMU-C et du groupe témoin

La mobilisation de l'échantillon ESPS permet de sélectionner une cohorte de bénéficiaires de la CMU-C comptant 7 965 individus au premier trimestre 2011 et 13 227 au dernier trimestre 2014. En parallèle, nous avons sélectionné une cohorte témoin de structure d'âge équivalente et composée de 9 961 à 13 078 individus sur les mêmes périodes.

Des différences de composition ou d'évolution existent entre les deux cohortes (tableau 3). Premièrement, la part d'assurés sociaux bénéficiaires du RSA, de l'AAH ou sous le statut ALD est plus importante, à chaque trimestre, dans la cohorte de bénéficiaires de la CMU-C. Cette dernière différence s'explique par l'état de santé plus dégradé des bénéficiaires de la CMU-C et la structure d'âge comparable de la cohorte témoin. Le montant versé au titre du RSA est inférieur au seuil d'éligibilité de la CMU-C. L'AAH étant attribuée sous conditions de ressources, ses bénéficiaires restent des ménages modestes, ce qui explique leur surreprésentation dans la cohorte de bénéficiaires de la CMU-C par rapport à la cohorte bénéficiant de l'AAH.

Deuxièmement, les femmes sont majoritaires, à chaque trimestre, dans la cohorte de bénéficiaires de la CMU-C alors que la répartition par genre est équilibrée dans la cohorte témoin. Cette différence s'explique aussi par le fait que la population des bénéficiaires de la CMU-C est majoritairement féminine. Troisièmement, les évolutions de la répartition par âge des deux cohortes se font sur deux trajectoires distinctes. Ainsi, si la cohorte témoin connaît un vieillissement de ses effectifs avec une diminution de la part des moins de 20 ans et une augmentation de la part des autres catégories d'âges, la cohorte de bénéficiaires de la

Tableau 3 Description de l'échantillon issu de l'échantillon-maître ESPS

Trimestre	Effectif	ALD	RSA	AAH	Femmes	Âge				RG	RA	RI
						< 20	20-40	40-60	> 60			
		%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
<b>Témoins</b>												
T1 2010	9 961	6,3	0,2	0,7	50,6	43,7	30,3	22,8	3,2	98,8	0,4	0,8
T1 2011	11 331	6,4	0,2	0,8	50,5	43,7	30,4	22,2	3,8	98,8	0,4	0,8
T1 2012	11 773	6,3	0,2	0,7	50,4	42,6	30,7	22,3	4,4	98,7	0,4	0,9
T1 2013	12 123	6,3	0,2	0,7	50,3	41,9	31,0	22,0	5,1	98,7	0,3	0,9
T1 2014	13 096	5,9	0,2	0,7	50,3	41,3	31,0	22,1	5,6	96,8	0,4	1,0
T4 2014	13 078	5,8	0,2	0,7	50,3	41,3	31,1	22,1	5,6	96,8	0,4	1,0
<b>CMU-C</b>												
T1 2010	7 965	8,2	29,1	1,6	53,3	44,4	29,4	21,9	4,3	95,9	2,4	1,6
T1 2011	9 453	8,0	29,0	1,5	52,5	44,7	29,2	21,9	4,2	95,4	2,4	2,1
T1 2012	9 497	7,5	28,4	1,5	52,6	45,2	29,2	21,6	3,9	96,2	1,7	2,1
T1 2013	9 931	7,4	27,8	1,5	52,6	45,7	28,8	21,3	4,2	95,9	1,8	2,4
T1 2014	12 708	7,9	26,1	1,2	53,0	46,1	27,6	22,1	4,1	94,7	2,1	3,1
T4 2014	13 227	7,6	24,8	1,3	52,8	47,6	26,9	21,7	3,8	94,3	1,9	3,7

ALD : Affections de longue durée ; RSA : Revenu de solidarité active ; AAH : Allocation aux adultes handicapés ; RG : Régime général ; RA : Régime d'affiliation ; RI : Régime des indépendants

Sources : échantillon-maître ESPS, données SNDS, 2010-2014.

CMU-C a tendance à rajeunir puisque la part des moins de 20 ans diminue alors que la part de ceux âgés de 20 à 40 ans diminue.

L'augmentation des effectifs de bénéficiaires de la CMU-C commence dès 2011 mais l'essentiel de cette croissance intervient en 2013 et 2014. Malgré une forte croissance des effectifs sur la période étudiée, on constate que les caractéristiques des bénéficiaires évoluent peu. Les parts de bénéficiaires d'une ALD, de l'AAH, tout comme la part de femmes, diminuent de moins d'un point de pourcentage sur la période. Enfin, la répartition par grand régime d'affiliation est marquée par une augmentation de la part des bénéficiaires du SSI et une diminution de la part des affiliés au Régime général. Au cours de la période, la proportion de bénéficiaires du RSA est celle qui diminue le plus, d'environ 3 points de pourcentage. Ceci peut s'expliquer par l'entrée dans la CMU-C d'individus ayant des ressources plus élevées suite au relèvement du plafond de revenus donnant droit au dispositif.

### 5.1.1. L'EGB

L'échantillon constitué depuis l'EGB représente une cohorte de bénéficiaires de la CMU-C qui consomment des soins (tableau 4). En effet, pour chaque trimestre, seuls les individus ayant consommé au moins un soin sont représentés, ce qui implique une distorsion des proportions en faveur des catégories de population ayant une plus forte consommation de soins. Ainsi, les bénéficiaires d'une ALD, du RSA et de l'AAH, les femmes et les catégories d'âges élevées sont logiquement surreprésentés par rapport aux effectifs calculés à partir de l'échantillon ESPS. Par ailleurs, la structure de l'échantillon reste stable au cours de la période d'étude, de la même manière que les caractéristiques de bénéficiaires de la CMU-C issus de l'échantillon ESPS.

L'effectif de bénéficiaires qui ont consommé des soins issu de l'EGB est composé de 35 529 individus au premier trimestre 2011 et 42 582 individus au premier trimestre 2015<sup>25</sup>. Parmi les individus qui consomment des soins, 12 % sont en ALD, 57 % sont des femmes, 6 % ont plus de 60 ans (un taux voisin de celui observé parmi l'ensemble des bénéficiaires de la CMU-C) et la part des bénéficiaires du SSI, est elle aussi légèrement supérieure à 6 %.

Tableau 4 Description de l'échantillon issu de l'Échantillon généraliste de bénéficiaires (EGB)

Trimestres	Effectifs	ALD	RSA	AAH	Femmes	Moins de 20 ans	20-40 ans	40-60 ans	60 ans et plus	RG)	RA	RI
		%	%	%	%	%	%	%	%	%	%	%
T1 2011	35 529	11,8	34,9	2,47	57,4	42,3	28,6	23,2	5,9	91,2	2,6	6,2
T1 2012	36 634	11,5	36,5	2,17	57,3	42,1	28,8	23,3	5,8	90,9	2,6	6,5
T1 2013	37 432	11,5	37,2	2,42	57,2	42,5	28,4	23,3	5,8	90,9	2,5	6,6
T1 2014	40 281	11,9	36,5	2,45	57,1	42,4	28,0	23,4	6,2	90,9	2,5	6,6
T1 2015	42 582	12,0	37,5	2,43	57,1	42,6	27,4	23,6	6,5	91,1	2,6	6,3
T4 2015	43 069	12,2	37,1	2,27	57,4	43,5	27,2	23,1	6,3	91,1	2,6	6,4

ALD : Affections de longue durée ; RSA : Revenu de solidarité active ; AAH : Allocation aux adultes handicapés ; RG : Régime général ; RA : Régime d'affiliation ; RI : Régime des indépendants.

Source : EGB, 2011-2015.

<sup>25</sup> Pour la cohorte issue de l'EGB, les comparaisons sont réalisées entre les mêmes trimestres des différentes années (exemple : premier trimestre 2011 par rapport au premier trimestre 2012). En effet, les proportions d'individus qui ont consommé des soins subissant une variation saisonnière, comparer un trimestre d'été à un trimestre d'hiver peut tendre à conclure à une variation des effectifs uniquement liée à une variation du nombre d'individus ayant consommé des soins.

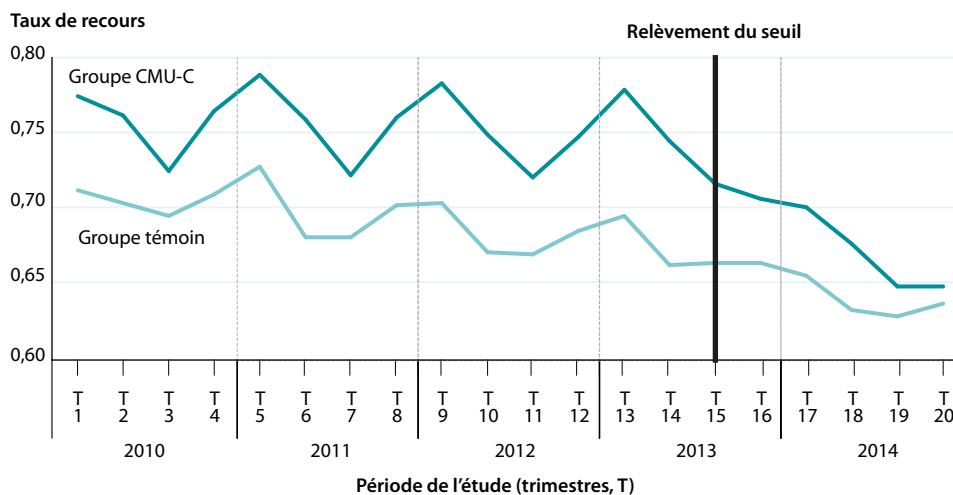
### 5.1.2. Les comportements de recours et de consommation de soins

Les différences de composition entre le groupe CMU-C et le groupe témoin entraînent des différences de comportement de consommations de soins. Ces dernières observées de manière descriptive sont cependant conformes à la littérature avec un recours aux soins et une dépense remboursable plus importante des bénéficiaires de la CMU-C par rapport au groupe témoin.

Les taux de recours aux soins des deux groupes décroissent avec un décrochage en fin de période, à partir de fin 2013 (graphique 1). On observe cependant que ce décrochage est plus marqué pour les bénéficiaires de la CMU-C, ce qui induit une convergence des deux taux de recours aux soins durant l'année 2014.

Contrairement au taux de recours aux soins, l'évolution de la dépense remboursable est constante pour les bénéficiaires de la CMU-C. Au contraire de la dépense remboursable du groupe témoin qui, elle, croît légèrement sur la même période. On observe également que la saisonnalité de la dépense est beaucoup plus marquée chez les bénéficiaires de la CMU-C avec des pics de consommation très marqués en janvier 2011 (T5) et janvier 2014 (T17).

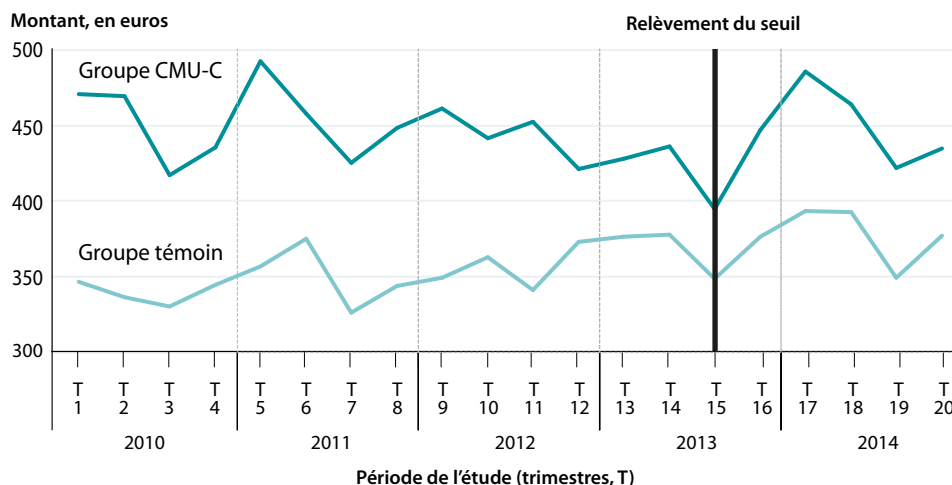
**Graphique 1** Évolution du taux de recours aux soins selon le groupe



Sources : échantillon-maître ESPS, données SNDS, 2010-2014.

La répartition par poste de la dépense remboursable entre bénéficiaires de la CMU-C et groupe témoin n'est pas très différente en raison des structures d'âge proches pour les deux groupes. Cependant, pour les bénéficiaires de la CMU-C, une part des dépenses en soins de médecin généraliste est plus élevée et une part de la dépense de spécialiste est plus faible. Enfin, si la part de la dépense en soins hospitaliers MCO est plus importante chez les bénéficiaires de la CMU-C en début de période, celle-ci opère une convergence avec la part de dépense hospitalière MCO des membres du groupe témoin ensuite (graphique 2).

**Graphique 2** Évolution de la dépense remboursable moyenne par individu consommant des soins



Sources : échantillon-maître ESPS, données SNDS, 2010-2014.

### 5.1.3. L'ancienneté dans la CMU-C

Lorsque les bénéficiaires de la CMU-C sont distingués selon leur ancienneté (moins ou plus d'un an), deux sous-populations similaires sont obtenues en termes de taux d'ALD et d'AAH et différentes en termes de structure d'âge et de taux d'allocataires du RSA (tableau 5). Les individus qui bénéficient depuis moins d'un an de la CMU-C sont moins souvent allocataires du RSA.

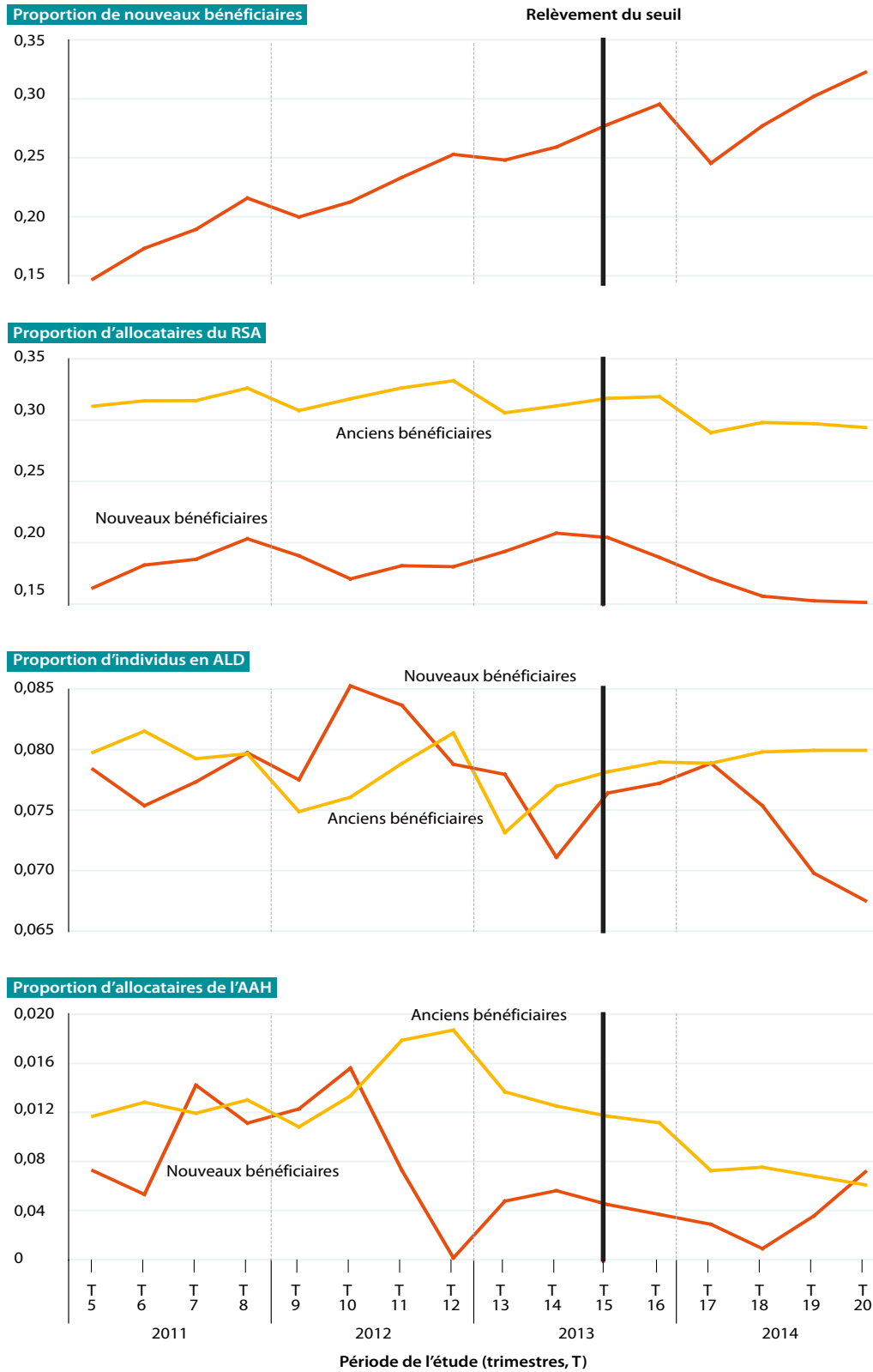
La composition des deux groupes semble constante au cours de la période, excepté en ce qui concerne la structure d'âge : on observe un rajeunissement de la population des anciens et des nouveaux bénéficiaires, plus marqué chez ces derniers.

**Tableau 5** Évolution de la structure d'âge des bénéficiaires de la CMU-C selon leur ancienneté dans le dispositif

Ancienneté des bénéficiaires de la CMU-C	Nombre de trimestres	Effectifs	Moins de 20 ans (%)	20-40 ans (%)	40-60 ans (%)	60 ans et plus (%)
Depuis un an ou plus (anciens)	5	8 061	43,94	28,94	22,78	4,35
	9	7 599	45,06	28,79	22,05	4,1
	13	7 466	45,36	28,52	21,83	4,29
	17	9 586	45,21	27	23,33	4,47
	20	8 957	46,23	26,1	23,42	4,25
Depuis moins d'un an (nouveaux)	5	1 391	35,91	36,99	23,41	3,68
	9	1 897	36,11	37,77	22,6	3,53
	13	2 463	38,7	34,74	22,58	3,97
	17	3 119	41,36	33,78	21,63	3,23
	20	4 266	45,63	30,47	20,86	3,04

Sources : échantillon-maître ESPS, données SNDS, 2010-2014.

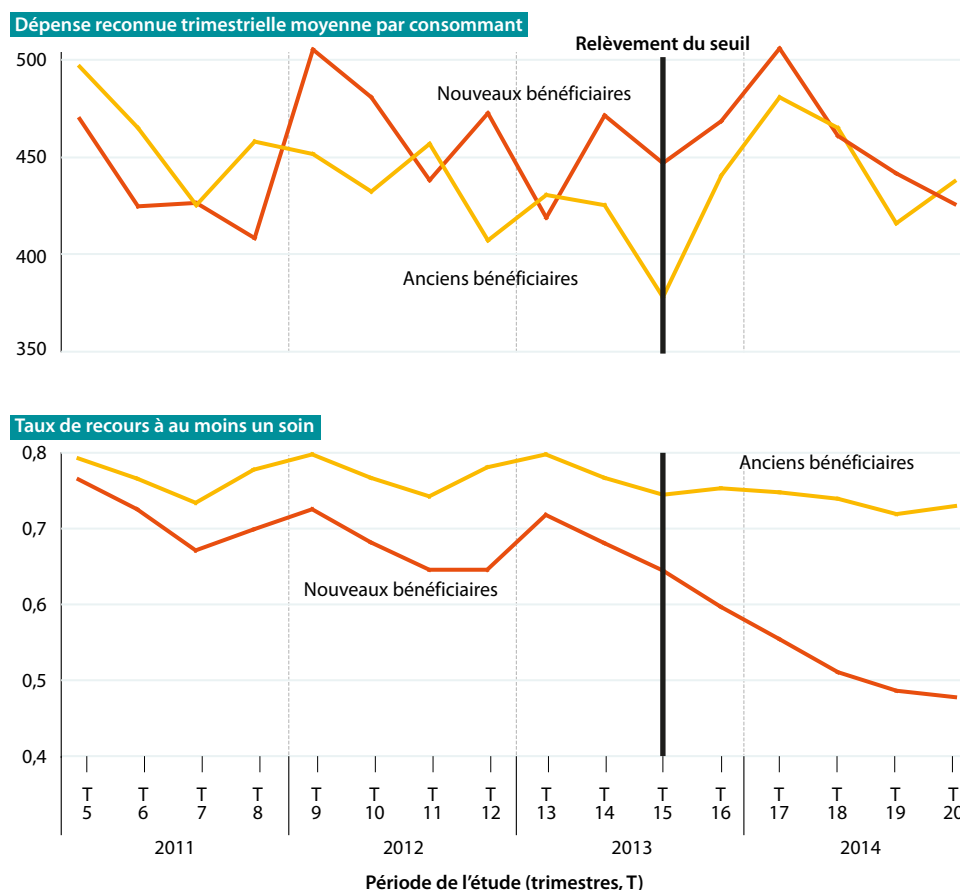
**Graphique 3** Évolution du groupe de bénéficiaires : ancienneté et caractéristiques



Sources : échantillon-maître ESPS, données SNDS, 2010-2014.



Graphique 4 Évolution des indicateurs dans la sous-population CMU-C



Sources : échantillon-maître ESPS, données SNDS, 2010-2014.

Par ailleurs, la proportion des nouveaux bénéficiaires (depuis moins d'un an) de la CMU-C augmente, passant de 15 % à 32 % sur la période d'étude (graphique 3). Elle croît de façon continue du début 2011 jusqu'à la fin 2013 avant de chuter au début de l'année 2014. Sa croissance reprend de manière plus importante au cours de l'année 2014 pour atteindre les 32 % de nouveaux bénéficiaires à la fin de l'année. Ce taux élevé illustre l'importance du *turnover* au sein du dispositif de la CMU-C avec près d'un bénéficiaire sur trois qualifié de « nouveau bénéficiaire ».

L'augmentation de la part des nouveaux bénéficiaires, moins souvent au RSA, explique que la part des allocataires du RSA diminue chez l'ensemble des bénéficiaires de la CMU-C (cf 5.1.1). Le rajeunissement des anciens et des nouveaux bénéficiaires, très marqué chez ces derniers, explique quant à lui le rajeunissement de l'ensemble des bénéficiaires de la CMU-C<sup>26</sup>.

<sup>26</sup> En termes de structure d'âge, il existe en fait deux effets contradictoires : d'une part, la proportion de nouveaux bénéficiaires plus âgés augmente, ce qui contribue à vieillir l'ensemble de la population des bénéficiaires de la CMU-C. D'autre part, les populations des anciens et nouveaux bénéficiaires sont de plus en plus jeunes, ce qui contribue à rajeunir l'ensemble de la population CMU-C. Le deuxième effet surpasse le premier.

Les taux de recours et les niveaux de consommation entre nouveaux et anciens bénéficiaires de la CMU-C sont similaires mais leurs évolutions respectives divergent. Le différentiel de taux de recours entre les deux groupes est quasi-nul début 2011 mais approche les 20 % à la fin 2014, du fait de la chute du taux de recours des nouveaux bénéficiaires. La dépense remboursable ainsi que la dépense en part de complémentaire santé à dépense remboursable constante suivent la même évolution.

Comparés aux « anciens bénéficiaires » de la CMU-C, les « nouveaux » dépensent une part plus conséquente de leur dépense remboursable en soins hospitaliers MCO. Cette plus grande part est notamment compensée par une part de la dépense en pharmacie et en transports sanitaires légèrement plus faible. Enfin, une augmentation notable de la dépense en soins d'auxiliaires intervient au cours de la période, cette évolution résultant d'une nette augmentation du nombre de séances d'infirmiers à partir de 2013.

## 5.2. Les déterminants individuels de la dépense

### 5.2.1. L'âge

La relation entre l'âge et le recours aux soins ou les dépenses de santé est le plus souvent caractérisée par une courbe dite en « U ». Les besoins de soins sont plus élevés au début de la vie, avant 3 ans et dans une moindre mesure avant 10 ans, puis diminuent à l'adolescence et au début de la vie adulte avant d'augmenter progressivement avec l'âge. Cette relation est valable pour la probabilité de recours aux soins « tous postes confondus » et sur les dépenses de soins totales ainsi que sur la majorité des postes de soins. Cependant, sur certains postes de soins tels que les soins et prothèses dentaires, les prothèses non dentaires, cette relation peut se retrouver en « U inversé ». Les besoins de soins concernant ce poste sont en effet plus importants au début de la vie adulte.

La part du remboursement de complémentaire CMU-C dans la dépense remboursable varie de façon positive mais décroissante avec l'âge, soit un effet en « U inversé » sur certains postes de soins. La prise en charge des dépenses de santé par l'assurance maladie obligatoire est alors plus importante au début de la vie.

### 5.2.2. Le sexe

Être une femme est un facteur ayant une influence positive sur le taux de recours aux soins et sur les dépenses de santé, principalement sur les soins ambulatoires et chez les jeunes adultes. Cette différence s'explique principalement par un besoin de soins plus important chez les femmes, notamment en gynécologie-obstétrique.

Dans l'échantillon ces deux résultats sont vérifiés, « tous postes confondus », pour les deux indicateurs ainsi que sur l'ensemble des postes de soins, excepté les passages aux urgences non suivis d'une hospitalisation pour le taux de recours. La proportion de la dépense totale moyenne prise en charge par l'assurance maladie obligatoire est plus importante pour les femmes que pour les hommes. Ce résultat se vérifie sur les soins de médecins spécialistes et d'auxiliaires.

### 5.2.3. Le régime d'affiliation

Selon leur régime d'affiliation, les bénéficiaires de l'assurance maladie obligatoire ont des comportements de recours et de dépenses de santé différentes. Dans notre échantillon,

la probabilité de recours aux soins « tous postes confondus » est, toutes choses égales par ailleurs, plus élevée pour les affiliés au régime agricole, intermédiaire pour les affiliés au Régime général et plus faible pour les affiliés au régime des indépendants. En décomposant le recours par poste de soins, on retrouve un recours plus élevé pour les bénéficiaires du régime agricole sur les postes suivants :

- Soins de médecins généralistes
- Soins d'auxiliaires
- Pharmacie
- Appareils et matériels de traitement
- À noter : un recours plus faible que le Régime général sur les soins de médecin spécialiste.

Les bénéficiaires du régime des indépendants, par rapport au Régime général, ont un recours plus faible sur l'ensemble des postes, excepté sur les postes suivants : soins et prothèses dentaires, appareils et matériel de traitement.

La dépense totale moyenne des individus qui recourent aux soins ne varie pas selon le régime d'affiliation. Seule la dépense sur quelques postes de soins varie positivement (soins et prothèses dentaires pour les bénéficiaires du SSI et soins d'auxiliaires pour les bénéficiaires de la MSA) ou négativement (biologie, prothèses et orthèses pour les bénéficiaires de la MSA).

#### 5.2.4. La région de résidence

Selon la région de résidence des individus, nous notons des disparités de niveau de recours aux soins et de niveau de dépense remboursable. Les départements du Haut-Rhin, du Bas-Rhin et de la Moselle sont soustraits à la région Grand-Est pour former un groupe « Alsace-Moselle » des départements dont le droit local implique, notamment, des taux de remboursement par l'assurance maladie obligatoire distincts de ceux appliqués sur le reste du territoire.

Le niveau de recours aux soins « tous postes confondus » permet de diviser les 14 régions (13 régions métropolitaines plus un groupe « Alsace-Moselle ») métropolitaines et les Départements et régions d'outre-mer (Drom) en 4 groupes. Un premier groupe de régions comprenant la Bourgogne, la Franche-Comté et l'Occitanie dont le recours est légèrement supérieur, de 2,5 points en moyenne, au second groupe qui comprend la majorité (11 régions<sup>27</sup>) des régions françaises, puis l'Île-de-France dont le recours est inférieur de 2,7 points au second groupe, et enfin les Drom dont le recours « tous postes confondus » est estimé 34 points inférieurs à celui du second groupe de régions. Par poste de soins, la distribution des régions selon leur influence sur le taux de recours suit cette même organisation : une ou deux régions ayant un taux de recours supérieur (entre 1 et 3 points) au taux de recours d'un groupe majoritaire de régions, et enfin les Drom dont le taux de recours est systématiquement le plus faible, y compris pour les urgences (-3,1 points) et les hospitalisations en MCO (-1,5 points).

Par exemple, sur les soins et prothèses dentaires, le groupe avec le recours le plus élevé est composé de l'Alsace-Moselle et de l'Occitanie. Vient ensuite un groupe de 12 régions dont le taux de recours aux soins et prothèses dentaires varie de -1,3 points à -3,6 points par

<sup>27</sup> Alsace-Moselle, Auvergne – Rhône – Alpes, Bretagne, Centre – Val de Loire, Corse, Grand-Est, Hauts-de-France, Normandie, Nouvelle-Aquitaine, Pays de la Loire, Provence – Alpes – Côte d'Azur.

rapport au premier groupe, le dernier groupe se compose toujours uniquement des Drom dont la probabilité de recours aux soins dentaires est 8,9 points inférieure à celle du premier groupe.

La classification des régions selon leur influence sur la dépense remboursable moyenne permet de classer les régions en deux groupes : un groupe dont le niveau de dépenses n'est pas statistiquement différent de la dépense en Alsace-Moselle composé de l'Alsace-Moselle, la Corse, les Hauts-de-France, les Drom, l'Occitanie et la Provence – Alpes – Côte d'Azur et un second groupe dont la dépense est, toutes choses égales par ailleurs, statistiquement inférieure de 8 à 17 % aux dépenses en Alsace-Moselle. Si le recours aux soins dans les Drom est nettement inférieur à celui des autres régions, la dépense remboursable moyenne y est statistiquement non différente de celle de l'Alsace-Moselle, tous postes confondus mais aussi sur l'ensemble des postes, excepté la biologie, dont la dépense remboursable dans les Drom est estimée supérieure à celle de l'Alsace-Moselle.

La part de la dépense remboursable prise en charge par la CMU-C est très homogène sur l'ensemble des régions, seuls les Drom ont un taux de prise en charge d'environ 40 % plus élevé que celui des départements de métropole. Enfin, l'Alsace-Moselle, de par son statut particulier, a un taux de prise en charge de la dépense remboursable très faible.

#### 5.2.5. Les Affections de longue durée (ALD)

Tous postes confondus ainsi que sur l'ensemble des postes, excepté les soins et prothèses dentaires, l'optique, les urgences et l'hospitalisation en MCO, la probabilité de recours aux soins des individus en ALD est plus élevée. La dépense remboursable moyenne totale des bénéficiaires d'une ALD est aussi plus élevée que celle des non-bénéficiaires sur les soins de médecins généralistes, la pharmacie, les transports ainsi que sur les prothèses et orthèses.

De par la nature même du statut, on observe qu'à dépense remboursable constante, la dépense en part de complémentaire des bénéficiaires d'une ALD est plus faible au total et sur de nombreux postes : les soins de médecins généralistes, de spécialistes, la biologie, la pharmacie et les appareils et matériels de traitement et transports sanitaires.

Le nombre de postes de soins vérifiant une dépense remboursable plus élevée pour les bénéficiaires ALD est plus restreint que pour le recours aux soins, mais ce sont les postes avec un volume plus important (soins de généralistes, de spécialistes, biologie, pharmacie, urgences et hospitalisation en MCO).

#### 5.2.6. L'Allocation aux adultes handicapés (AAH)

Les bénéficiaires de l'AAH ont un recours aux soins, tous postes confondus, non différent de celui des non-allocataires. La biologie et les transports sanitaires sont deux postes pour lesquels les allocataires de l'AAH ont une probabilité de recours statistiquement différente : leur probabilité de recours à la biologie est moins élevée alors que leur probabilité de recours aux transports sanitaires l'est plus. D'autres différences de recours interviennent sur certains postes quand les individus deviennent allocataires de l'AAH. Ainsi à l'entrée dans l'AAH, les allocataires ont un recours aux soins de médecins généralistes, d'auxiliaires, à la biologie et à la pharmacie plus important. La dépense remboursable trimestrielle totale des allocataires de l'AAH est statistiquement supérieure à celle des non-allocataires, ce résultat est aussi valable pour les postes suivants : soins de généralistes, d'auxiliaires et pharmacie. En revanche, la dépense remboursable pour les soins d'optique des allocataires de l'AAH est

plus faible. Tout comme pour le recours, l'entrée dans l'AAH implique une dépense remboursable totale et une dépense remboursable pour les prothèses et orthèses plus forte.

### 5.2.7. Le Revenu de solidarité active (RSA)

Les bénéficiaires du RSA ont une probabilité de recours aux soins tous postes confondus inférieure au taux de recours des non-allocataires. Par poste, nous retrouvons ce même résultat pour les soins de médecins spécialistes, d'auxiliaires, la biologie, la pharmacie et l'optique. Le recours sur les autres postes n'est pas différent.

Quand ils recourent aux soins, les allocataires du RSA ont une dépense remboursable non différente de celle des non-allocataires. Cependant, sa prise en charge par la CMU-C, quand ils en sont bénéficiaires, est plus élevée que pour les bénéficiaires non allocataires en considérant la dépense remboursable moyenne totale mais aussi la dépense pour les soins de médecins généralistes, de spécialistes et la pharmacie.

## 5.3. La consommation de soins selon le groupe

### 5.3.1. Le groupe témoin

De manière descriptive, la probabilité de recourir aux soins et les dépenses sont plus élevées chez les bénéficiaires de la CMU-C (quelle que soit leur ancienneté) que chez les membres du groupe témoin (voir 5.1.2).

Après correction de l'influence des cofacteurs, être membre du groupe témoin implique une probabilité de recours aux soins tous postes confondus plus faible, de 15,3 points de pourcentage en moyenne sur la période. Sur l'ensemble des postes de soins, le taux de recours des témoins est légèrement plus faible que celui des bénéficiaires de la CMU-C (de -5 à -1 points), excepté sur les soins de médecins généralistes et la pharmacie, postes pour lesquels le différentiel de taux recours est estimé à respectivement 21,7 et -18,2 points de pourcentage. Par ailleurs, le seul poste pour lequel le niveau de recours aux soins des témoins est plus élevé que celui des bénéficiaires de la CMU-C est l'optique, avec un différentiel de 0,6 point en faveur des témoins.

Chez les individus qui recourent aux soins, on retrouve une différence sur la dépense remboursable moyenne entre membres du groupe témoin et bénéficiaires de la CMU-C depuis plus d'un an : la dépense des témoins est estimée 34 % plus faible en moyenne sur la période. Cet écart de niveau de dépense se retrouve sur les postes suivants : médecins généralistes, spécialistes, soins et prothèses dentaires, pharmacie, prothèses et orthèses ainsi qu'urgences, avec un différentiel variant de -29 % pour la pharmacie à -4,1 % pour les urgences.

### 5.3.2. Entrer à la CMU avant et après le relèvement du seuil

L'analyse descriptive présentée en section 2.1 montre un décrochage du taux de recours des nouveaux bénéficiaires de la CMU-C par rapport au taux de recours des anciens bénéficiaires. Ce décrochage est amorcé au début de la période d'étude et s'accroît au moment du relèvement du seuil en juillet 2013.

Dans le but de déterminer si les nouveaux bénéficiaires de la CMU-C, entrés après le relèvement du seuil, ont des comportements de recours aux soins et de dépenses de santé

différents des bénéficiaires de la CMU-C entrés avant le relèvement du seuil, nous testons l'interaction « être bénéficiaire de la CMU-C » et une variable « entrer à la CMU-C après juillet 2013 ». Pour ce faire, l'analyse est restreinte à un sous-échantillon : seuls les individus entrant à la CMU-C après le premier janvier 2012 sont sélectionnés. L'idée étant de comparer deux populations proches en termes de caractéristiques (entrants à la CMU-C dans une période de trois ans) pour être capable de déterminer un éventuel effet du relèvement exceptionnel du seuil sur les comportements de consommation de soins.

L'échantillon sur lequel est réalisé ce test est composé de 5 292 individus, au premier trimestre 2011, à 6 533 individus au dernier trimestre 2014. La répartition entre bénéficiaires entrant à la CMU-C entre janvier 2012 et juillet 2013 et bénéficiaires entrés après juillet 2013 fait apparaître une majorité de bénéficiaires y étant entrés après juillet 2013 à tous les trimestres (de 72 % au T1 2011 à 77 % au T4 2014).

Pour réaliser ce test, nous estimons des équations du même type que celles mentionnées en section 4.4, adaptées pour ce test. Du fait de la taille limitée de la population sur laquelle le test est effectué, nous adoptons les restrictions suivantes : premièrement, les variables  $cmu_{eit}$  et  $cmu_{rit}$  sont fusionnées dans une même variable  $cmu_{it}$  prenant la valeur 1 si l'individu  $i$  est bénéficiaire de la CMU-C au trimestre  $t$  et 0 sinon. Deuxièmement, l'effet de la variable « être bénéficiaire de la CMU-C » est supposé constant dans le temps et non variable comme c'était le cas dans les analyses sur l'ensemble de l'échantillon. On suppose donc que la tendance temporelle est la même chez les individus qui bénéficient de la CMU-C et ceux qui n'en bénéficient pas ou pas encore.

Les résultats obtenus indiquent qu'il y a une légère différence entre les individus qui entrent à la CMU-C avant la revalorisation du seuil exceptionnelle de juillet 2013. Cette différence se matérialise dans une probabilité de recours tous postes confondus légèrement inférieure pour les bénéficiaires de la CMU-C entrés après juillet 2013, de 4 points de pourcentage. La dépense remboursable totale des individus consommant des soins n'est quant à elle pas différente pour ces bénéficiaires. Une distinction par poste montre que cette différence dans la probabilité de recours selon la date d'entrée se retrouve sur les soins de médecins généralistes (-4 points), de spécialistes (-2 points), les soins et prothèses dentaires (-3 points), la biologie (-1 point), la pharmacie (-3 points), les appareils et matériels de traitement (-1 point) ainsi que sur les prothèses et orthèses (-1 point). Enfin, si la dépense remboursable totale des individus consommant des soins ne laisse pas apparaître de différence, la décomposition par poste montre une dépense inférieure pour les dépenses de soins de spécialistes (-4 points) et une dépense remboursable supérieure pour les soins d'optique (+17 points).

## 5.4. Les variations des indicateurs sur la période, selon le groupe d'appartenance

Les modélisations économétriques que nous effectuons permettent de reconstituer l'évolution des différents indicateurs en gommant l'influence des autres covariables observables (âge, sexe, lieu de résidence, allocataire du RSA ou de l'AAH...) et non observables (état de santé...).

### 5.4.1. L'évolution du taux de recours aux soins

Le taux de recours à au moins un poste de soins par trimestre est linéairement décroissant sur l'ensemble de la période. Cette décroissance intervient sur l'ensemble des sous-po-

Tableau 6 Résultats principaux concernant la probabilité de recours aux soins

		Différentiel de probabilité de recours entre 2011 et 2014				
		Pharmacie	Médecin généraliste	Médecin spécialiste	Biologie	Appareils et matériels de traitement
Témoins		-14,7 points	-11,2 points	-4,9 points	-2,4 points	-2,8 points
CMU-C	depuis moins d'un an	-12,4 points	-10,1 points	-3,5 points	NS	-1 point
	depuis plus d'un an	-10,9 points	-9,1 points	-3 points	-1 point	-1,9 points

Sources : échantillon-maître ESPS, données SNDS, 2010-2014.

pulations de notre échantillon et le rythme (la pente) de celle-ci est similaire sur l'ensemble des groupes. On note tout de même que la diminution du taux de recours est plus importante pour le groupe témoin (-12,4 points) que pour les deux groupes de bénéficiaires de la CMU-C, ceux de moins d'un an (-10,1 points) et ceux depuis plus d'un an (-8,9 points) [tableau 6].

L'évolution des taux de recours à la pharmacie, aux soins de médecins généralistes et dans une moindre mesure de spécialistes, appareils et matériels de traitement, et biologie sont similaires à l'évolution du taux de recours tous postes confondus : une tendance linéaire décroissante similaire sur l'ensemble des sous-populations. De plus, et toujours de manière similaire au taux de recours « tous postes de soins », cette décroissance est plus marquée pour le groupe témoin que pour les deux groupes de bénéficiaires de la CMU-C.

Trois autres postes sont marqués par une tendance négative, et similaire entre les groupes, mais sans faire apparaître la même hiérarchie des populations en termes de recul du taux de recours que pour les postes cités précédemment. Les urgences non suivies d'une hospitalisation, les hospitalisations en MCO et les transports sanitaires sont trois postes pour lesquels le recul de la probabilité de recours est plus important pour le groupe des bénéficiaires de la CMU-C depuis moins d'un an.

Les soins dentaires et l'optique sont les deux seuls postes pour lesquels le taux recours augmente entre 2011 et 2014. De manière inverse à la baisse du taux de recours tous postes confondus, le taux de recours aux soins dentaires augmente de façon quasi-linéaire et similaire pour l'ensemble des sous-populations de l'échantillon (+2,3 points, différences entre groupes non significatives). L'optique suit le même schéma pour le groupe des bénéficiaires de plus d'un an et pour le groupe témoin avec une augmentation du taux de recours aux soins plus limitée (+0,5 point). Par ailleurs, sur le poste prothèses et orthèses, seul le groupe des bénéficiaires de la CMU-C depuis plus d'un an a un recours qui évolue de manière significative, celui-ci augmente légèrement au cours de la période.

Les soins d'auxiliaires restent le seul poste de soins pour lesquels le recours de l'ensemble des sous-populations apparaît sans tendance.

#### 5.4.2. L'évolution de la dépense remboursable selon le groupe

La dépense remboursable moyenne totale par trimestre est décroissante de façon continue pour le groupe de CMU-C depuis plus d'un an et le groupe témoin, puis elle stagne de 2013 à 2014. La dépense remboursable des bénéficiaires de la CMU-C depuis moins d'un an, stagne sur l'ensemble de la période.

Les soins de médecins généralistes et la pharmacie sont marqués, comme pour le taux de recours, par une décroissance continue et similaire de la dépense remboursable des deux groupes de bénéficiaires de la CMU-C et du groupe témoin. Cependant, la diminution de la dépense remboursable commence dès 2012 pour le groupe témoin et les bénéficiaires de la CMU-C depuis plus d'un an alors que cette diminution commence à partir de 2013 pour les bénéficiaires de la CMU-C depuis moins d'un an.

La dépense remboursable en optique est décroissante sur l'ensemble de la période pour le groupe témoin et le groupe des bénéficiaires de la CMU-C depuis plus d'un an. Le groupe des bénéficiaires de la CMU-C depuis moins d'un an a une dépense remboursable en optique qui diminue entre 2011 et 2013, mais l'année 2014 est marquée par une hausse de la dépense remboursable en optique. La biologie et les soins d'auxiliaires sont deux postes pour lesquels l'évolution de la dépense remboursable est négative mais non significative pour l'ensemble des groupes excepté un : les bénéficiaires de la CMU-C depuis plus d'un an pour la biologie et le groupe témoin pour les soins d'auxiliaires.

Le poste de soins et prothèses dentaires est le seul pour lequel la dépense remboursable, quel que soit le groupe, est croissante de façon continue sur la période. Il existe tout de même une disparité entre témoins et les deux groupes des bénéficiaires de la CMU-C : la croissance de la dépense remboursable des témoins commence dès 2012 alors que celle des CMU-C ne démarre qu'en 2013.

Pour l'ensemble des autres postes de soins (médecins spécialistes, appareils et matériels de traitement, prothèses et orthèses, transports sanitaires, urgences non suivies d'une hospitalisation, hospitalisation en MCO), les variations de la dépense remboursable ne sont significatives pour aucun des groupes.

#### 5.4.3. L'évolution de la prise en charge de la dépense remboursable par la CMU-C

La prise en charge de la dépense remboursable par la CMU-C est constante sur la période d'étude pour le groupe des bénéficiaires depuis plus d'un an et croissante pour le groupe de bénéficiaires depuis moins d'un an.

Cette augmentation de la prise en charge de la dépense remboursable par la CMU-C, chez les nouveaux bénéficiaires de la CMU-C, est surtout due à deux postes de soins pour lesquels la croissance de la prise en charge est continue sur l'ensemble de la période et existe pour les deux sous-populations de la CMU-C : l'optique et les prothèses et orthèses. La croissance de la prise en charge est néanmoins plus élevée pour l'optique.

Trois autres postes connaissent une augmentation de prise en charge de la dépense remboursable par la CMU-C de moins grande ampleur et sur une temporalité plus courte. Les dépenses en soins de médecins généralistes, des deux sous-populations, voient leur taux de prise en charge légèrement augmenter entre 2013 et 2014. C'est aussi le cas pour les dépenses en soins et prothèses dentaires avec une augmentation plus marquée pour les bénéficiaires de moins d'un an. Enfin les soins de médecins spécialistes connaissent aussi une augmentation de la prise en charge par la CMU-C en 2011 et 2012 puis entre 2013 et 2014, pour les deux sous-populations de façon similaire.



#### 5.4.4. Les résultats issus de l'EGB

L'utilisation d'une cohorte de bénéficiaires de la CMU-C issue de l'EGB nous a permis d'estimer les évolutions de la dépense remboursable et du taux de prise en charge de la dépense remboursable sur un échantillon plus important, sur une période légèrement plus récente (2011 à 2015). Cette seconde cohorte n'intègre que des individus ayant bénéficié d'un remboursement au titre de la CMU-C au cours de la période. Les évolutions estimées ne bénéficient pas d'une comparaison avec les évolutions d'un groupe témoin de taille comparable. Par ailleurs, les spécificités de l'EGB détaillées en 1.1.1 ne nous permettent pas d'estimer les probabilités de recours aux soins mais seulement l'évolution de la dépense remboursable et le taux de prise en charge de la dépense remboursable par la CMU-C.

##### *L'évolution de la dépense remboursable à partir de l'EGB*

Le calcul des évolutions de la dépense remboursable permet de confirmer, toutes choses égales par ailleurs, la baisse de la dépense des bénéficiaires de la CMU-C en soins de médecins généralistes et en pharmacie. Cependant, alors que nous estimons une dépense remboursable, toutes choses égales par ailleurs, croissante entre 2011 et 2015 sur les transports sanitaires, les appareils et matériels de traitement et les prothèses et orthèses, nous ne retrouvons pas ces résultats à partir des données issues de l'échantillon-maître ESPS.

Cependant, nous obtenons des résultats divergents sur la dépense en soins dentaires. Alors que nous estimons une dépense croissante des bénéficiaires de la CMU-C en soins et prothèses dentaires, cette même dépense est estimée constante à partir des données issues de l'EGB.

##### *L'évolution de la prise en charge de la dépense remboursable par la CMU-C à partir de l'EGB*

L'estimation de cet indicateur à partir de l'EGB permet de confirmer l'augmentation de la prise en charge de la dépense remboursable par la CMU-C pour les soins d'optique ainsi que pour les prothèses et orthèses. L'évolution croissante sur les appareillages et matériel médical estimée à partir de l'EGB n'est cependant pas retrouvée à partir de l'échantillon ESPS.

Par ailleurs, on note une évolution contraire de l'évolution du taux de prise en charge de la dépense en soins de généralistes : toutes choses égales par ailleurs, on l'estime croissante à partir de l'échantillon-maître ESPS et décroissante à partir de l'EGB.

#### 5.5. Les tests de robustesse

Comme expliqué en section 4.2, la sélection de l'échantillon témoin est réalisée de façon à ce que les structures d'âge des échantillons témoins et CMU-C soient équivalentes. Ainsi l'échantillon témoin est tiré de manière à ce que la proportion de personnes de moins de 20 ans, de 20 à 40 ans, de 40 à 60 ans et les plus de 60 ans corresponde à la répartition observée pour les mêmes classes d'âge dans l'échantillon CMU-C.

Toutefois, un tel mode de tirage ne permet pas de s'assurer que la distribution de l'âge est équivalente entre les deux échantillons à l'intérieur des classes d'âge, particulièrement pour la classe des individus de plus de 60 ans pour laquelle il n'existe pas de borne supérieure. Pour cette dernière, il y a alors un risque que les individus tirés soient différents dans les deux échantillons.

### 5.5.1. La distribution de l'âge au-delà de 60 ans

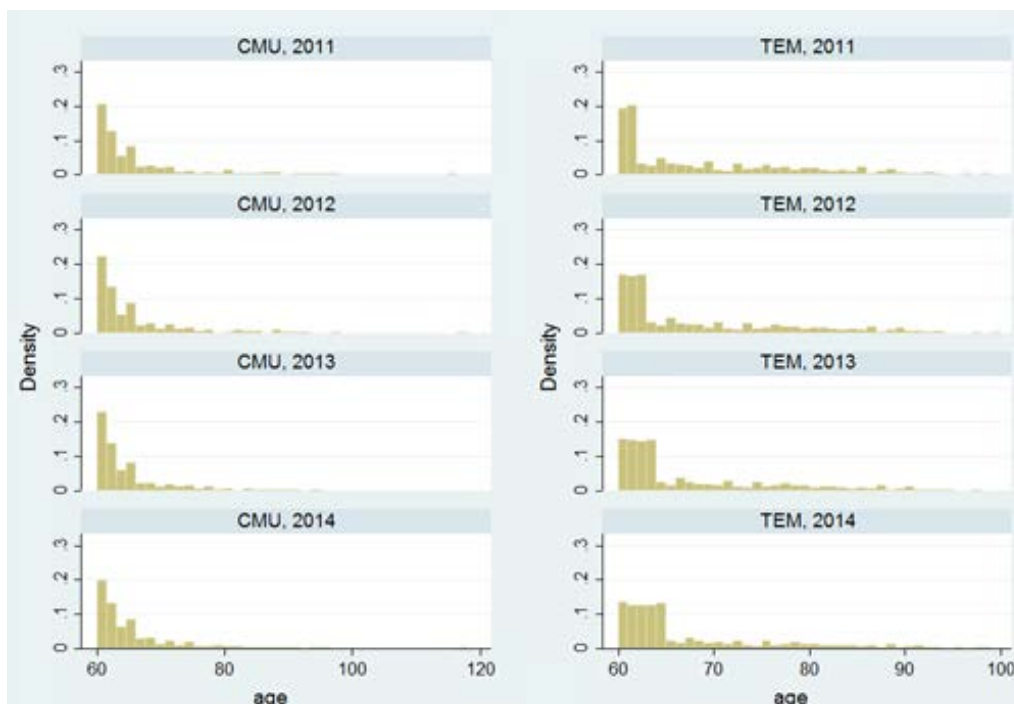
Sur le graphique 5 on peut remarquer, qu'au-delà de 60 ans, la distribution de l'âge chez les témoins est plus étalée vers les âges avancés, chaque année. Ce constat apparaît également en comparant la moyenne d'âge des plus de 60 ans : celle-ci est plus élevée d'une à deux années chez les témoins.

Dans le but de vérifier que ces différences de distribution dans la tranche d'âge la plus haute n'aient pas d'influence sur les résultats, nous avons réestimé l'ensemble des équations en excluant les individus de plus de 60 ans de l'analyse. Les résultats de ces nouvelles estimations sont parfaitement équivalents à ceux estimés sur l'ensemble de l'échantillon. Nous pouvons donc en conclure que les résultats ci-dessus ne sont pas sensibles à une distribution différente de l'âge dans la dernière tranche.

## 5.6. Des éléments de réponse sur les hypothèses

- H1 : un changement dans la composition de la population des bénéficiaires de la CMU-C, avec des nouveaux entrants qui seraient moins précaires et / ou en meilleure santé.
  - L'analyse des caractéristiques de la population CMU-C présentées dans la partie 5.1.1 semble indiquer que les taux de bénéficiaires de la CMU-C en ALD ou en AAH sont stables sur la période. En revanche, la proportion de bénéficiaires allocataires du RSA diminue du fait de l'augmentation de la part des nouveaux bénéficiaires, moins précaires que les anciens. La proportion de bénéficiaires âgés de moins de 20 ans augmente du fait du fort rajeunissement observé chez les nouveaux bénéficiaires de la CMU-C.

**Graphique 5** Distribution de l'âge des bénéficiaires de la CMU-C et des témoins, au-delà de 60 ans



Sources : échantillon-maitre ESPS, données SNDS, 2010-2014.

- Les évolutions en termes de structure d'âge et de taux d'allocataires du RSA n'expliquent pourtant pas à elles-seules la baisse des dépenses des bénéficiaires de la CMU-C. En effet, les résultats présentés dans la section 5.4 font apparaître que même après correction de l'influence des variables sociodémographiques, il subsiste une tendance nettement décroissante, notamment en ce qui concerne la probabilité de recourir aux soins.
- H2 : une amélioration de l'état de santé des bénéficiaires de la CMU-C à caractéristiques démographiques et situation sociales inchangées.
  - Les données mobilisées pour cette analyse ne sont pas riches d'informations concernant l'état de santé des individus. Cependant, la modélisation utilisée permet de contrôler des différences de niveaux de consommation liées à des caractéristiques fixes dans le temps mais inobservables (telles que l'état de santé moyen d'un individu au cours de la période d'étude). Ainsi les résultats présentés en section 5.4 tiennent compte d'un éventuel différentiel d'état de santé entre anciens et nouveaux bénéficiaires de la CMU-C et entre les groupes. Comme développé ci-dessus, malgré une correction de l'influence de l'état de santé dans les variations des indicateurs, des évolutions résiduelles persistent et affectent de la même manière les bénéficiaires de la CMU-C et les individus du groupe témoin. Nous en déduisons qu'une amélioration de l'état de santé non observable au travers de l'ALD ou de l'AAH peut expliquer la baisse des dépenses des bénéficiaires de la CMU-C, mais que si tel est le cas, cette amélioration concerne de la même manière le reste de la population.
- H3 : une diminution du recours aux soins, à état de santé inchangé, ou une modification de la structure de recours aux soins.
  - Les résultats présentés dans la section 2.4, font apparaître une nette diminution de la probabilité de recourir aux soins et de la dépense remboursable chez les anciens et les nouveaux bénéficiaires de la CMU-C, toutes choses égales par ailleurs. Cependant, l'inclusion d'un groupe témoin (de structure d'âge comparable en 2010 à celle des bénéficiaires de la CMU-C), dont les membres ne sont jamais bénéficiaires de la CMU-C sur la période, montre que cette modification des comportements n'est pas spécifique aux bénéficiaires de la CMU-C. Au contraire, il semble que les assurés sociaux membres du groupe témoin subissent des changements de comportements encore plus importants (baisse plus marquée du recours aux soins et de la dépense remboursable). Ces tendances similaires semblent indiquer que des facteurs identiques (par exemple, la mise en place du tarif forfaitaire de responsabilité concernant les médicaments) influencent à la baisse les consommations de soins des bénéficiaires de la CMU-C et celles des non-bénéficiaires.
- H4 : une diminution des restes à charge après prise en charge par l'assurance maladie obligatoire qui concernerait plus spécifiquement les bénéficiaires de la CMU-C.
  - La répartition de la prise en charge de la dépense remboursable entre assurance maladie obligatoire et assurance maladie complémentaire ne varie que très légèrement entre 2010 et 2014 et ne peut expliquer une évolution du coût moyen CMU-C constaté. Les quelques variations de cet indicateur constatées vont même à l'encontre de cette dernière hypothèse. En effet, la part de la dépense remboursable prise en charge par la CMU-C augmente sur les soins d'optique (ces soins étant par ailleurs parmi ceux pour lesquels la dépense remboursable a diminué) et sur le poste des prothèses et orthèses. Dans les deux cas, cette augmentation peut s'expliquer, au moins pour partie, par l'augmentation de la part du ticket modérateur, consécutive à la baisse de la part de la dépense remboursable prise en charge par l'assurance maladie obligatoire. En ce qui concerne l'optique, on observe que cette hausse concerne essentiellement les moins de 18 ans, pour lesquels le ticket modérateur représente une part plus élevée du coût total de l'équipement optique (les lunettes étant mieux remboursées par l'assurance mala-

die obligatoire pour les enfants). Par ailleurs, toujours en optique, cette hausse du ratio « coût CMU-C/dépense remboursable » a pu être renforcée en fin de période d'observation par l'augmentation des forfaits de dépassement optique en juillet 2014. Nous avons aussi constaté une augmentation de la prise en charge de la dépense remboursable par la CMU-C sur la dépense moyenne totale des nouveaux entrants dans le dispositif CMU-C.

## 6. En conclusion

Cette étude a été motivée par l'observation, par le Fonds CMU-C, d'une divergence entre l'évolution de la dépense des bénéficiaires de la CMU-C et de celle de la population générale, alors même que les évolutions étaient comparables pour les deux populations jusqu'en 2012. Par ailleurs, cette divergence dans l'évolution de la dépense des deux populations est concomitante avec une forte augmentation des effectifs du dispositif.

Si de façon descriptive, l'évolution de la dépense moyenne remboursable des bénéficiaires de la CMU-C diminue alors que celle du groupe témoin reste constante, on constate en parallèle un vieillissement plus marqué des témoins que des bénéficiaires de la CMU-C. Ceci peut s'expliquer par des sorties fréquentes de la CMU-C après 60 ans. Comme précisé précédemment, les résultats issus des analyses économétriques montrent que les évolutions de la probabilité de recours et de la dépense remboursable sont similaires entre les deux groupes.

Ces résultats tendent à montrer que ce sont les différences d'évolutions entre la composition de la population CMU-C et celle des témoins, notamment le différentiel de vieillissement, et l'arrivée après 2013 de bénéficiaires ayant un recours plus faible, qui expliquent l'écart de croissance entre ces deux populations.

## CHAPITRE III

### Prévision des dépenses en part de complémentaire santé

Les modèles de microsimulation mis en place par la Direction générale du Trésor permettent, comme on l'a vu, des projections à un horizon lointain, allant jusqu'à quarante ans. Néanmoins, ce type de modèle est peu adapté aux besoins du Fonds CMU-C qui cherche plutôt à anticiper les dépenses de CMU-C à un horizon de court terme dans le cadre de ses exercices budgétaires et de prévision. D'autre part, les tarifs des soins et les niveaux de remboursements par l'assurance maladie obligatoire sont fréquemment modifiés, affectant les restes à charge après remboursement de la Sécurité sociale, en particulier ceux des bénéficiaires de la CMU-C. Étant donné l'imprévisibilité de ces changements, il apparaît peu réaliste d'effectuer des prévisions au-delà d'un horizon de quelques années.

#### 7. La démarche générale

Compte tenu de ces éléments, nous cherchons à développer un outil permettant d'obtenir des prévisions fiables, mois par mois, à un horizon d'un an, et des tendances à un horizon de deux ans. Le modèle doit être suffisamment simple pour pouvoir être réestimé chaque année. Pour développer un tel modèle, des modèles sur séries temporelles de données macro-économiques sont estimés. Cette approche correspond à celle du Département synthèse et prévisions (DSP) de la Direction de la stratégie des études et des statistiques de la Cnam, pour des prévisions des dépenses de santé à court terme (encadré 4).

A la différence de la méthode utilisée par la Cnam, l'ensemble des estimations présentées ici repose sur des régressions de type ARIMA. Nous disposons en effet de séries de coût moyen par poste transmises par le Fonds CMU-C, mais pas de quantités de soins, et ne pouvons donc pas calculer les indices de Laspeyres et les séries déflatées de cet indice. Les

##### Encadré 4.

##### Méthode d'estimation des dépenses par poste de soins

A partir de séries de données de dépense par poste, le Département synthèse et prévisions de la Cnam procède de la manière suivante :

1. Correction de la saisonnalité et des effets calendaires (correction CJO-CVS) par méthode de régression
2. Calcul d'un indice de prix qui tient compte des évolutions tarifaires et des impacts réglementaires grâce à un indice de Laspeyres. Une série stationnarisée de montants remboursés en volume est ainsi obtenue, permettant d'évaluer l'augmentation tendancielle d'activité
3. Extraction de la tendance observée au moyen d'un filtre de Hodrick-Prescott puis prolongation de cette tendance par la méthode Holt-Winters
4. Réintégration des effets prix, des effets calendaires et des effets de saisonnalité
5. Enfin, les prévisions de dépenses par poste sont sommées de manière à obtenir une dépense prévue totale.

événements modifiant les coûts moyens (changements tarifaires, changement des remboursements, modification dans l'organisation du système de santé) sont pris en compte par le biais de variables liées à ces événements : soit des indicatrices de ces événements (variable qui vaut 0 avant l'événement et 1 après l'événement), soit des séries de valeurs tarifaires. Cette approche par régression ARIMA permet d'affiner la restitution de la dynamique des dépenses puisqu'il est possible de capter des tendances non linéaires ainsi que l'influence des dépenses passées sur les dépenses présentes.

## 8. La description des données

Les séries mensuelles de coût sur lesquelles repose ce travail sont constituées à partir de données agrégées extraites du SNDS par la Cnam et colligées par le Fonds CMU-C. Pour chaque mois, chaque département et chaque mode de gestion de la CMU-C, sont collectés les montants par poste des remboursements opérés au titre de la CMU-C, en dates de liquidation, ainsi que l'effectif de bénéficiaires de la CMU-C par département et par mode de gestion (Cnam, SSI et MSA).

Pour les besoins de cette étude, les effectifs et les dépenses sont agrégés au niveau national, par régime de gestion (Cnam, SSI et MSA) afin d'obtenir une série de coûts moyens mensuels par poste et par régime. Les séries des coûts moyens de la Cnam débutent au 1<sup>er</sup> janvier 2003, celles des coûts moyens de la SSI et de la MSA au 1<sup>er</sup> janvier 2005. Dans tous les cas, les séries se terminent en mai 2018. Les séries de coûts moyens Cnam comportent ainsi 185 points, correspondant à autant de mois d'observation, celles de coûts moyens de la SSI et de la MSA comportent 162 points.

Le découpage par poste est le suivant : honoraires de médecins généralistes, de spécialistes, pharmacie, soins d'auxiliaires, biologie, honoraires dentaires, prothèses dentaires, prothèses auditives, matériels médicaux, frais hospitaliers, forfait hospitalier, transports sanitaires.

Ne sont présentés ici que les résultats concernant les dépenses en part de complémentaire santé des individus dont la gestion relève de la Cnam.

## 9. La spécification des modèles

Les régressions sont menées par poste de soins et par régime de gestion, puis les dépenses prévues pour chaque poste de dépense sont sommées de manière à obtenir la dépense en part de complémentaire santé totale prévue pour chacun des trois régimes. Au-delà de l'intérêt qu'il y a à disposer de prévisions pour chaque poste de soin, cette approche permet de mieux prendre en compte les événements et les tendances spécifiques à chaque type de soins, donc de disposer de prévisions plus fines.

## 9.1. La stratégie d'analyse

### 9.1.1. La forme générale du modèle

La forme générale des modèles associés à chaque poste de soins est donnée par :

$$d_t = f(t) + S_t + h_t + \sum_{j=1}^p a_j \cdot d_{t-j} + \sum_{j=0}^q \theta_j \cdot u_{t-j}$$

Où  $d_t$  est le logarithme de la dépense en part de complémentaire au mois  $t$ ,  $f(t)$  est la tendance temporelle,  $S_t$  est l'effet saisonnier,  $h_t$  l'effet du nombre de jours ouvrés,  $\sum_{j=1}^p a_j \cdot d_{t-j}$  l'effet des valeurs passées de la dépense (composante autorégressive, AR) et  $\sum_{j=0}^q \theta_j \cdot u_{t-j}$  l'effet des résidus (composante moyenne mobile, MA), les entiers  $p$  et  $q$  sont les ordres des composantes AR et MA.

L'estimation des dépenses pour chaque type de soins se fait de la manière suivante : dans un premier temps, une régression est menée sur les variables captant la saisonnalité, le nombre de jours ouvrés, et la tendance en termes d'évolution.

### 9.1.2. La démarche générale d'estimation

Pour chaque poste de soins, la démarche adoptée procède en trois étapes :

1. L'étape 1 : une première régression par moindres carrés ordinaires du logarithme de la variable de coût sur les variables captant les effets saisonniers, les effets des jours ouvrés ainsi que la tendance temporelle  $f(t)$ .
2. L'étape 2 : examen des résidus  $\varepsilon_t$  issus de la régression effectuée en étape 1, avec :
  - vérification du caractère stationnaire des résidus en tendance. Les résidus sont-ils bien répartis de manière aléatoire autour de 0 ou existe-t-il des tendances résiduelles ? La spécification de  $f(t)$  est réajustée pour gommer les éventuelles tendances résiduelles ;
  - vérification du caractère stationnaire des résidus en termes d'évolution de la variance, au moyen du test de Dickey-Fuller (test de la racine unité). Si le test ne rejette pas cette hypothèse, cela signifie qu'on ne peut pas mener les estimations sur  $d_t$  et qu'il faut travailler sur  $d_t - d_{t-1}$ , ou sur la différence de cette différence... ;
  - examen du corrélogramme partiel afin de déterminer les ordres  $p$  et  $q$  des composantes autorégressives et de moyenne mobile.
3. L'étape 3 : nouvelle estimation par maximum de vraisemblance, au regard de la spécification complète du modèle obtenue à l'issue de l'étape 2.

## 9.2. L'étape 1 : la prise en compte des effets saisonniers, des jours ouvrés et de la tendance temporelle

### 9.2.1. L'estimation des effets saisonniers et du nombre de jours ouvrés

Les effets saisonniers sont appréhendés en introduisant dans la régression les indicatrices de « type de mois »  $S_{m,t}$  :  $S_{m,t} = 1$  si le mois  $t$  est de type  $m$  (janvier, février, mars...) et 0 sinon. Onze indicatrices sont ainsi introduites, identifiant les mois de janvier à novembre. Le mois de décembre est pris en référence.

$$S_t = \sum_{m=1}^{11} \delta_m \cdot S_{m,t}$$

Les effets des jours ouvrés sont estimés en intégrant des régresseurs appréhendant la longueur du mois, le nombre de dimanches, de jours fériés...

$$h_t = \sum_{l=1}^6 \gamma_l \cdot h_{l,t}$$

### 9.2.2. L'estimation de la tendance (fonction $f(t)$ )

Pour estimer la tendance, sont introduits dans la régression : soit le rang du mois et le rang au carré pour capter des évolutions de type croissance puis décroissance (ou décroissance puis croissance), soit des fonctions linéaires par morceaux du rang du mois pour capter des changements de tendance, liés par exemple à des changements tarifaires.

## 9.3. L'étape 2 : des tests sur les résidus et la spécification du modèle

### 9.3.1. La détermination des ordres p et q des composantes autorégressive et moyenne mobile

Les retards pris en compte dans la composante moyenne mobile sont déterminés au moyen du graphique d'autocorrélation des résidus  $\varepsilon_t$ . Pour rappel, l'autocorrélation d'ordre k,  $r_k(\varepsilon)$  mesure la corrélation entre  $\varepsilon_t$  d'une part et  $\varepsilon_{t+k}$ .

$$r_k(\varepsilon) = \text{corr}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+k})$$

Les retards d'ordre k introduits dans le modèle sont ceux tels que  $r_k(\varepsilon)$  est significativement différent de 0.

Les retards à introduire dans la composante autorégressive sont déterminés au moyen du graphique d'autocorrélation partielle des résidus  $\varepsilon_t$ . Pour rappel, l'autocorrélation partielle d'ordre k,  $p_k(\varepsilon)$  mesure la corrélation entre  $\varepsilon_t$  d'une part et  $\varepsilon_{t+k}$  net de l'influence de  $\varepsilon_{t+k-1}$ ;  $\varepsilon_{t+k-2}$ ;  $\varepsilon_{t+1}$  :

$$\rho_k(\varepsilon) = \text{corr}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+k} - a_1 \cdot \varepsilon_{t+k-1} - a_2 \cdot \varepsilon_{t+k-2} - \dots - a_{k-1} \cdot \varepsilon_{t+1})$$

Où  $a_1, a_2, \dots, a_{k-1}$  sont les coefficients de la régression de  $\varepsilon_{t+k-1}, \varepsilon_{t+k-2} \dots \varepsilon_{t+1}$  sur  $\varepsilon_{t+k-1}$ . Les retards d'ordre k introduits dans le modèle sont ceux tels que  $\rho_k(\varepsilon)$  est significativement différent de 0.

### 9.3.2. La stationnarité de la série

Nous vérifions qu'une fois pris en compte les effets de saisonnalité et des jours ouvrés ainsi que la tendance, la série est bien stationnaire au moyen du test de Dickey-Fuller. Pour toutes les séries, ce test rejette fortement l'hypothèse de l'existence d'une racine unité, ce qui nous conduit à travailler directement sur les séries de logarithmes des coûts et non sur les séries de variations des coûts.



### 9.3.3. Les spécifications retenues

Les spécifications retenues pour chaque poste sont résumées dans le tableau 7 :

Bien que les spécifications adoptées relèvent en grande partie de critères purement statistiques (stationnarité de la série, corrélogramme partiel), un certain nombre d'entre elles apparaissent logiques au regard des spécificités de chaque poste de soins. Ainsi, pour la pharmacie, la dépendance aux dépenses du mois passé et aux dépenses trois mois avant (terme AR(1,3)) peut s'expliquer par le fait que les prescriptions sont valables sur un maximum de trois mois et sont renouvelées en général tous les mois ou tous les trois mois. De même, dans le cadre d'un suivi pour une pathologie chronique, un individu peut être amené à consulter son médecin généraliste tous les mois, ce qui peut expliquer la dépendance des dépenses à celles du mois antérieur. En ce qui concerne les changements de tendance, dans certains cas de figure, cela est clairement lié à un changement tarifaire. C'est le cas par exemple pour les prothèses dentaires et l'orthodontie (changement en 2006) ou les prothèses auditives (changement en 2014).

**Tableau 7** Spécifications retenues pour chaque poste de soins

Poste de soins	Date de début de la série	Spécifications de la tendance f(t)	Retards introduits
Auxiliaires	Janvier 2003 (ou 2005)	Nombre de mois et nombre de mois au carré	AR(1,2)
Biologie	Janvier 2003 (ou 2005)	Rang du mois et rang du mois au carré	AR(1,3)
Pharmacie	Janvier 2003 (ou 2005) à mai 2017	Rang du mois et rang du mois au carré	AR(1,3)
Médecin généraliste	Octobre 2004 (ou janvier 2005)	Fonction affine par morceaux du rang du mois sur les intervalles : <ul style="list-style-type: none"> <li>avant janvier 2011</li> <li>janvier 2011 et après</li> </ul> Logarithme des valeurs du tarif d'une consultation dans le parcours de soins	AR(1)
Médecin spécialiste	Janvier 2003 (ou 2005)	Fonction affine par morceaux du rang du mois sur les intervalles : <ul style="list-style-type: none"> <li>avant mars 2012</li> <li>mars 2012 et après</li> </ul>	AR(1,2)
Forfait hospitalier	Janvier 2003 (ou 2005)	Fonction affine par morceaux du rang du mois sur les intervalles : <ul style="list-style-type: none"> <li>avant octobre 2004</li> <li>octobre 2004 à janvier 2007</li> <li>février 2007 à décembre 2012</li> <li>janvier 2013 et après</li> </ul> Logarithme des valeurs du forfait hospitalier en MCO	AR(1,11)
Frais de séjour hospitalier	Janvier 2003 (ou 2005)	Fonction affine par morceaux du rang du mois sur les intervalles : <ul style="list-style-type: none"> <li>avant octobre 2004</li> <li>octobre 2004 à janvier 2007</li> <li>février 2007 à décembre 2012</li> <li>janvier 2013 et après</li> </ul>	Pas de valeur retardée
Transports sanitaires	Octobre 2004 (ou janvier 2005)	Fonction affine par morceaux du rang du mois sur les intervalles : <ul style="list-style-type: none"> <li>avant octobre 2004</li> <li>octobre 2004 à janvier 2007</li> <li>février 2007 à décembre 2012</li> <li>janvier 2013 et après</li> </ul>	AR(1)

.../...

Tableau 7 (suite) Spécifications retenues pour chaque poste de soins

Poste de soins	Date de début de la série	Spécifications de la tendance f(t)	Retards introduits
Optique	Octobre 2005	Fonction affine par morceaux du rang du mois sur les intervalles : <ul style="list-style-type: none"> <li>• octobre 2005 à décembre 2006</li> <li>• janvier 2007 à décembre 2012</li> <li>• janvier 2013 et après</li> </ul>	Pas de valeur retardée
Honoraires dentaires	Octobre 2005	Fonction affine par morceaux du rang du mois sur les intervalles : <ul style="list-style-type: none"> <li>• octobre 2005 à décembre 2006</li> <li>• janvier 2007 à décembre 2012</li> <li>• janvier 2013 et après</li> </ul>	Pas de valeur retardée
Prothèses dentaires	Octobre 2005	Fonction affine par morceaux du rang du mois sur les intervalles : <ul style="list-style-type: none"> <li>• avant juin 2006</li> <li>• juin 2006 et après</li> </ul>	Pas de valeur retardée
Orthodontie	Janvier 2003 (ou 2005)	Fonction affine par morceaux du rang du mois sur les intervalles : <ul style="list-style-type: none"> <li>• avant juin 2006</li> <li>• juin 2006 et après</li> </ul>	AR(1,2,11)
Prothèses auditives	Janvier 2003 (ou 2005)	Fonction affine par morceaux du rang du mois sur les intervalles : <ul style="list-style-type: none"> <li>• avant octobre 2007</li> <li>• octobre 2007 à mai 2014</li> <li>• juin 2014 et après</li> </ul>	AR(1)
Matériels médicaux	février 2003 (ou janvier 2005)	Rang du mois et rang du mois au carré Indicatrices de périodes : <ul style="list-style-type: none"> <li>• avant août 2007</li> <li>• août 2007 à décembre 2011</li> <li>• janvier 2012 à avril 2016</li> <li>• mai 2016 et après</li> </ul>	AR(1)

**Lecture :** AR(1) signifie qu'une valeur retardée d'ordre 1 est introduite dans la régression, AR(1,2) signifie qu'il y a en plus une valeur retardée d'ordre 2, etc.

## 9.4. L'étape 3 : l'estimation finale du modèle et prévision des coûts

L'estimation du modèle intégrant les composantes autorégressives et la moyenne mobile se fait par maximum de vraisemblance. Le modèle ainsi estimé permet de prévoir les valeurs futures  $\hat{d}_{t+r}$  du logarithme des coûts. Les prévisions  $\hat{D}_{t+r}$  de valeurs de coûts sont obtenues au moyen de la formule suivante :

$$\hat{D}_{t+r} = \exp\left(\hat{d}_{t+r} + \frac{\sigma^2}{2}\right)$$

Où  $\sigma^2$  est la variance du résidu de la régression.

### 9.4.1. La qualité prédictive du modèle

Pour évaluer la qualité prédictive du modèle issue de cette approche, les régressions sont effectuées dans un premier temps sur les valeurs allant jusqu'à juin 2017, puis les coûts prédits de juillet 2017 à mai 2018 sont comparés aux coûts moyens observés sur cette période.

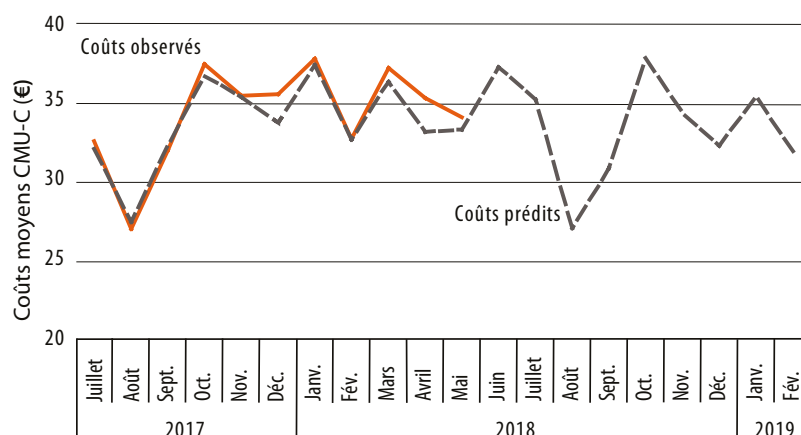
Dans un deuxième temps, pour prévoir au mieux les coûts sur l'année qui suit mai 2018, les modèles sont réestimés sur l'ensemble des mois d'observation disponibles.

## 10. Les résultats des estimations

Le graphique 6 présente les courbes des dépenses moyennes par bénéficiaire observées (coût moyen CMU-C en trait plein) et prédites (en trait discontinu), sur la période test allant au-delà de juillet 2017. Pour rappel, les modèles sur les coûts sont estimés à partir de données allant jusqu'à juin 2017 et les coûts sont observés jusqu'en mai 2018. Si la qualité prédictive du modèle est généralement bonne, avec une quasi-superposition des dépenses observées et prédites sur les trois premiers mois de 2017 et de 2018, on observe tout de même des mois avec des écarts, par exemple en décembre 2017, avec un écart de -1,7 euros (-4,8 %) entre coûts moyens prédits et observés ainsi qu'en avril 2018, avec un écart de -2,1 euros (-5,9 %).

La qualité de prévision est variable selon les postes de soins (annexe). Pour la biologie, les honoraires dentaires et l'orthodontie, la courbe des coûts moyens prévus est quasiment superposée à celle des coûts réalisés. Les courbes sont également proches pour la pharmacie, le forfait journalier hospitalier et les transports. Pour les soins d'auxiliaire et les prothèses dentaires la prévision apparaît bonne en début de période de prévision et tend à se dégrader en fin de période. Les tarifs opposables sur les prothèses dentaires ont été modifiés en mai 2017, ce qui n'a pas été pris en compte dans le modèle étant donné que nous ne disposons pas d'un indice synthétique de prix pour ce poste. En ce qui concerne les soins de médecins généralistes, la prévision apparaît au contraire meilleure en fin de période qu'en début. Pour les soins de médecins spécialistes, un écart important est observé à la fin de l'année 2017 alors que les dépenses antérieures et postérieures sont bien prévues. Cet écart correspond à une baisse inhabituelle des dépenses réalisées à la fin de 2017, lesquelles atteignent un niveau inférieur à celles observées en août. Enfin, la courbe des coûts prévus en prothèses auditives ne suit que très imparfaitement la courbe des coûts réalisés. Néanmoins, cela n'a qu'un très faible impact sur la prévision de dépense totale étant donnée la faiblesse des valeurs prises par les dépenses moyennes sur ce poste, en comparaison de la dépense totale.

Graphique 6 Coûts moyens CMU-C observés et prédits totaux



**Lecture :** Les coûts moyens en part de complémentaire santé prédits et observés sont quasiment superposés jusqu'en novembre 2017 inclus. En décembre 2017, la dépense prédite est de 34 euros et la dépense observée est de 35,6 euros.

**Sources :** Cnam (SNDS) – Fonds-CMU-C.

## 11. En conclusion

L'approche retenue pour l'élaboration des modèles de prévisions a consisté à calibrer ces modèles à partir de séries temporelles mensuelles d'une profondeur de treize à quinze ans au moyen de modèles ARIMA. Les estimations réalisées par ce biais permettent d'obtenir des prédictions de la dépense en part de complémentaire santé mensuelle proches de la réalité, à l'horizon d'une année allant du deuxième semestre 2017 à la fin du premier semestre 2018. Au niveau des postes de dépense, les prédictions apparaissent bonnes ou très bonnes pour la plupart des postes, mais sont encore moyennes ou médiocres pour quelques-uns.

Cette approche ne permet néanmoins pas d'anticiper l'effet de modifications de périmètres de remboursement, de chocs tarifaires (revalorisation d'honoraires, augmentation des forfaits de dépassements en optique, dentaire ou sur les audioprothèses) ainsi que les modifications de remboursement. Dans cette approche, les changements de tendance induits par ces événements sont pris en compte de manière rétrospective, en introduisant des variables temporelles : l'effet de ces variables ne peut être connu qu'après le choc, une fois que la série s'est suffisamment enrichie pour disposer d'une estimation précise de la nouvelle tendance. Pour anticiper l'effet de ces chocs, on pourrait envisager d'introduire les prix des soins (ou le montant remboursé par acte) comme variables explicatives des dépenses et d'estimer leur effet, de manière à anticiper les conséquences de leurs variations. C'est d'ailleurs cette approche qui a été retenue pour les postes « forfait hospitalier » et « honoraires de médecins généralistes », dans le premier cas en introduisant l'historique du montant du forfait journalier en MCO et, dans le second cas, l'historique du coût d'une consultation simple dans le parcours de soins. Cette approche ne peut néanmoins pas être généralisée dans la mesure où la plupart des postes comportent de très nombreux actes avec des tarifs différents. Le nombre de régresseurs serait ainsi beaucoup trop élevé compte tenu de la taille des séries de données.

Plutôt que de considérer le prix de chaque acte, on pourrait, à l'instar de ce que fait la Cnam dans le cadre de son modèle de prévision, construire un indice synthétique de prix par poste, puis travailler sur les séries déflatées de cet indice. Une fois les prévisions faites sur cette série, on obtiendrait celles des dépenses courantes en multipliant par les valeurs de l'indice de prix anticipées au regard des évolutions tarifaires attendues. Travailler sur les séries déflatées et introduire l'indice synthétique de prix comme régresseur permettraient de surcroît d'affiner la modélisation de manière à prendre en compte des effets volume (pas le nombre d'actes) engendrés par des mesures telles que la hausse des tarifs prothétiques dentaires du 1<sup>er</sup> novembre 2017. Cette approche n'est pour l'instant pas possible car nous ne disposons pas des volumes d'actes permettant de pondérer les prix au sein d'un tel indice. En attendant la mise à disposition par la Cnam des séries de nombre d'actes avec une profondeur historique suffisante, les ajustements doivent se faire pour partie à dire d'expert et pour partie sur la base de données de nombre d'actes sur un horizon temporel restreint avant le changement.

Les modèles devront quoiqu'il en soit être ré-estimés pour tenir compte du changement de composition de la population induit par l'extension de la CMU-C aux individus éligibles actuellement à l'ACS, prévue le 1<sup>er</sup> novembre 2019. En effet, cette extension devrait faire rentrer des individus plus souvent âgés et titulaires de l'AAH, et éventuellement avec des habitudes de consommation différentes. Il faudra, au moins dans un premier temps, pouvoir séparer les coûts moyens des bénéficiaires actuels de ceux des nouveaux bénéficiaires de manière pouvoir continuer à s'appuyer sur les historiques actuels de dépense en part de complémentaire.

## Bibliographie

- Abrossimov C. et Chèreque F. (2014). « *Les liens entre handicap et pauvreté : les difficultés dans l'accès aux droits et aux ressources* », Rapport au Premier ministre.
- Aerts A., Chirazi S., Cros L. (2015). « Une pauvreté très présente dans les villes-centres des grands pôles urbains ». *Insee première*, n° 1552(4).
- Aghion P., Cette G., Cohen É., Pisani-Ferry J. (2007). « Les leviers de la croissance française » *Rapport du Conseil d'analyse économique*, n° 72.
- Allonier C., Boisguérin B. et Le Fur P. (2012). « Les bénéficiaires de la CMU-C déclarent plus de pathologies que le reste de la population. Résultats des enquêtes ESPS 2006-2008 ». Irdes, *Questions d'économie de la santé*, n° 173, février.
- Allonier C., Dourgnon P., Rochereau T. (2010). « Enquête sur la santé et la protection sociale 2008 ». Rapport de l'Irdes, n° 547.
- Astolfi R., Lorenzoni L., Oderkirk J. (2012). "A Comparative Analysis of Health Forecasting Methods". *OECD Health Working Papers* (59): 120 p.
- Bardey D., Couffinhal A., Grignon M. (2002). « Trop d'assurance peut-il être néfaste ? Théorie du risque moral *ex post* en santé ». Irdes, *Questions d'économie de la santé*, n° 53, juin.
- Bardey D., Couffinhal A., Grignon M. (2003). « Efficacité et risque moral *ex post* en assurance maladie ». *Revue française d'économie* n° 18(2): 165-197.
- Buchmueller T. C., Wittwer J. (2017). « L'Obamacare : principes fondateurs et premiers résultats ». *Revue française des affaires sociales* (1): 231-248.
- Célant N., Guillaume S., Rochereau T. (2017). « L'Enquête santé européenne - Enquête santé et protection sociale (EHIS-ESPS) 2014/ *European Health Interview Survey-Health, Health Care and Insurance Survey (EHIS-ESPS) 2014* ». Rapport de l'Irdes, n° 566.
- Célant N., Guillaume S., Rochereau T. (2014). « Enquête sur la santé et la protection sociale 2012 ». Rapport de l'Irdes, n° 556.
- Centers for Medicare and Medicaid Services (2016). *2016 Actuarial Report on the Financial Outlook for Medicaid*. October.
- Chauveaud C., Warin P. (2016). « Le non-recours à la CMU-C. Enquête auprès de populations précaires ». Odenore, 2016.
- Cnam (2018). « Améliorer la qualité du système de santé et maîtriser les dépenses. Propositions de l'Assurance maladie pour 2019 », Rapport au ministre chargé de la Sécurité sociale et au Parlement sur l'évolution des charges et des produits de l'Assurance maladie au titre de 2019 (loi du 13 août 2004), Juillet.

- Coey D. (2015). "The Effect of Medicaid on Health Care Consumption of Young Adults". *Health economics* 24(5): 558-565.
- Com-Ruelle L., Lucas-Gabrielli V., Pierre A. coll. de Coldefy M. (2016). « Recours aux soins ambulatoires et distances parcourues par les patients : des différences importantes selon l'accessibilité territoriale aux soins ». Irdes, *Questions d'économie de la santé*, n° 219, juin.
- Cour des comptes (2015). « Le fonds de financement de la protection complémentaire de la couverture universelle du risque maladie ». Rapport de la Cour des comptes.
- Culyer A. J., Newhouse J. P. (2000). *Handbook of Health Economics*, Elsevier.
- Cusset P.-Y. (2017). « Les déterminants de long terme des dépenses de santé en France ». Document de travail de France Stratégie.
- De Roquefeuil L., Studer A., Neumann A., Merlière Y. (2009). « L'échantillon généraliste de bénéficiaires : représentativité, portée et limites ». *Pratiques et organisation des soins* 40(3): 213-223.
- Després C., Dourgnon P., Fantin R., Just F. (2011). « Le renoncement aux soins pour raisons financières : une approche économétrique ». Irdes, *Questions d'économie de la santé*, n° 170, novembre.
- Dormont B., Grignon M., Huber, H. (2006). "Health Expenditure Growth: Reassessing the Threat of Ageing". *Health economics*, 15(9), 947-963.
- Dormont B., Huber H. (2012). Vieillesse de la population et croissance des dépenses de santé. Institut Montparnasse, Collection Recherche n° 2.
- Dourgnon P., Guillaume S., Rochereau T. (2012). « Enquête sur la santé et la protection sociale 2010 ». Rapport de l'Irdes n° 553.
- Dufour-Kippelen S., Legal A., Wittwer J. (2006). « Comprendre les causes du non-recours à la CMU-C ». Paris: Université Paris Dauphine, Legos.
- École nationale supérieure de la Sécurité sociale (2012). *Le turn over au sein de la CMU-C*.
- Fonds CMU-C (2014). « Sixième rapport d'évaluation de la loi du 27 juillet 1999 portant création d'une couverture maladie universelle ». Rapports d'évaluation 6.
- Fonds CMU-C (2016). « Bénéficiaires de la CMU-C pour la France entière de 2008 à 2016 ».
- Fonds CMU-C (2016). « La CMU-C favorise l'accès aux soins de ses bénéficiaires ». *Références*.
- Fonds CMU-C (2016). « La dépense de CMU complémentaire par bénéficiaire 2014-2015 », Fonds CMU-C.
- Fonds CMU-C (2016). « Rapport d'activité 2016 ». Fonds de financement de la protection complémentaire de la couverture universelle du risque maladie.
- Fonds CMU-C (2017). *Références* 69.

- Fonds CMU-C (2017). *La dépense de CMU complémentaire par bénéficiaire 2015-2016*.
- Geay C., De Lagasnerie G. (2013). « Projection des dépenses de santé à l'horizon 2060, le modèle PROMEDE ». Documents de travail de la Direction générale du Trésor (8).
- Geay C., Koubi M. et de Lagasnerie (G. 2015). « Projections des dépenses de soins de ville, construction d'un module pour Destinie ».
- Grignon M., Perronnin M. et Lavis J. N. (2008). "Does Free Complementary Health Insurance Help the Poor to Access Health Care? Evidence from France". *Health Economics* 17(2): 203-219.
- Grossman M. (1972). "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health". *Journal of Political Economy* 80(2): 223-255.
- Guthmuller S., Wittwer J. (2012). « L'effet de la Couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) sur le nombre de visites chez le médecin : une analyse par régression sur discontinuités ». *Économie publique/Public Economics*(28-29): 71-94.
- Guthmuller S., Wittwer J. (2017). "The Impact of the Eligibility Threshold of a French Means-Tested Health Insurance Programme on Doctor Visits: A Regression Discontinuity Analysis". *Health Economics*.
- Hartwig J. (2008). "What Drives Health Care Expenditure? Baumol's Model of 'Unbalanced Growth' Revisited". *Journal of Health Economics* 27(3): 603-623.
- Hill S. C., Abdus S., Hudson J. L., Selden T. M. (2014). "Adults in the Income Range for the Affordable Care Act's Medicaid Expansion Are Healthier than Pre-ACA Enrollees". *Health Affairs*: 10.1377/hlthaff. 2013.0743.
- Insee (2017). *Tableaux de l'économie française*.
- Jacobs P. D., Kenney G. M. et Selden T. M. (2017). "Newly Eligible Enrollees In Medicaid Spend Less And Use Less Care Than Those Previously Eligible". *Health Affairs* 36(9): 1637-1642.
- Jess N. (2015). « Les effets de la couverture maladie universelle complémentaire sur le recours aux soins ». Drees, *Études et résultats* n° 944.
- Karanikolos M., Mladovsky P., Cylus J., Thomson S., Basu S., Stuckler D., Mackenbach J. P., McKee M. (2013). "Financial Crisis, Austerity, and Health in Europe". *The Lancet* 381(9874): 1323-1331.
- Long S. H., Marquis M. S. et Rodgers J. (1998). "Do People Shift their Use of Health Services over Time to Take Advantage of Insurance?" *Journal of health Economics* 17(1): 105-115.
- Mahieu R. (2002). « Les déterminants des dépenses de santé : une approche macro-économique ». *Santé, société et solidarité*, 1(1), 79-87
- Moulis G., Lapeyre-Mestre M., Palmaro A., Pugnet G., Montastruc J.-L. et Sailler L. (2015). "French Health Insurance Databases: What Interest for Medical Research?". *La Revue de médecine interne* 36(6): 411-417.

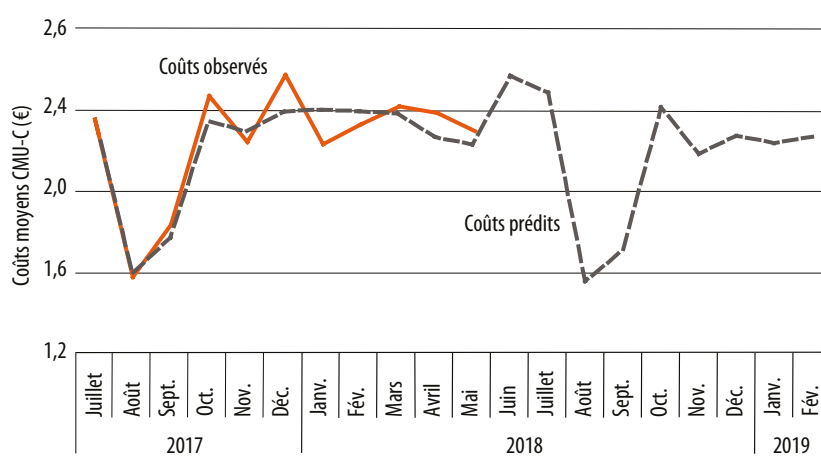
- Newhouse J. P. et Rand Corporation. Insurance Experiment Group (1993). *Free for All?: Lessons from the RAND Health Insurance Experiment*, Harvard University Press.
- Okunade A. A., Karakus M. C., Okeke C. (2004). "Determinants of Health Expenditure Growth of the OECD Countries: Jackknife Resampling Plan Estimates". *Health Care Management Science*, 7(3), 173-183.
- Païta M., Ricordeau, De Roquefeuil L., Studer A., Vallier N. et Weill A. (2007). « Les affections de longue durée des bénéficiaires de la CMU complémentaire ». Cnam, *Points de repère* 8: 1-12.
- Perronnin M. (2016). « Restes à charge publics en ville et à l'hôpital : des taux d'effort inégalement répartis ». Irdes, *Questions d'économie de la santé* n° 218.
- Raynaud D. (2003). « L'impact de la CMU sur la consommation individuelle de soins ». Drees, *Etudes et résultats* n° 229.
- Raynaud D. (2005). « Les déterminants individuels des dépenses de santé: l'influence de la catégorie sociale et de l'assurance maladie complémentaire ». Drees, *Etudes et résultats* n° 378.
- Revil H. (2016). « La Plateforme d'intervention départementale pour l'accès aux soins et à la santé ». Odenore, Science Po Grenoble.
- Runfola S. (2014). In Abrossimov C. et Chérèque F. : *Les liens entre handicap et pauvreté : Les difficultés dans l'accès aux droits et aux ressources*, rapport au Premier ministre).
- Tuppin P., Blotière P.-O., Weill A., Ricordeau P. et Allemand H. (2011). « Surmortalité et hospitalisations plus fréquentes des bénéficiaires de la couverture médicale universelle complémentaire en 2009 ». *La Presse Médicale* 40(6): e304-e314.
- Tuppin P., Rudant J., Constantinou P., Gastaldi-Ménager C., Rachas A., De Roquefeuil L., Maura G., Caillol H., Tajahmady A., Coste J. (2017). "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 sante publique* 65: S149-S167.
- Tuppin P., Samson S., Colinot N., Gastaldi-Menager C., Fagot-Campagna A. , Gissot C. (2016). « Consommations de soins des bénéficiaires de la Couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) ou de l'Aide pour une complémentaire santé (ACS) en 2012 ». *Revue d'épidémiologie et de santé publique* 64(2): 67-78.



## Annexes

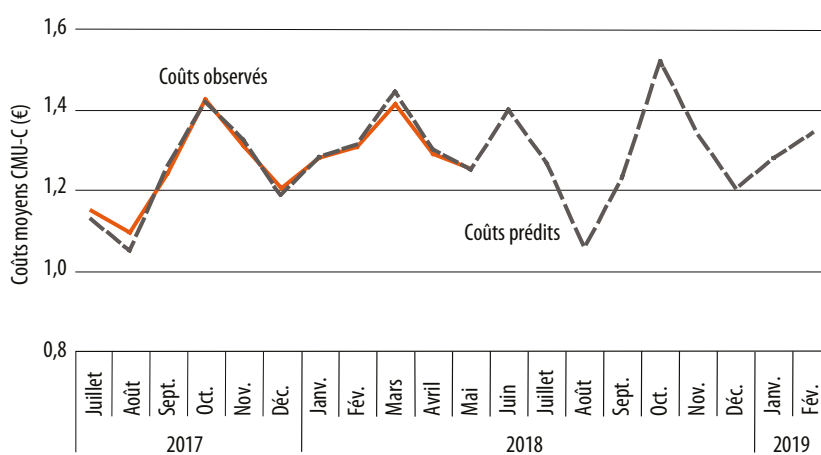
### 1. Graphiques des coûts observés et prévus par poste de soins

Graphique A1 Coûts observés et prévus en soins d'auxiliaires



Sources : Cnam (SNDS) – Fonds-CMU-C.

Graphique A2 Coûts observés et prévus en biologie médicale



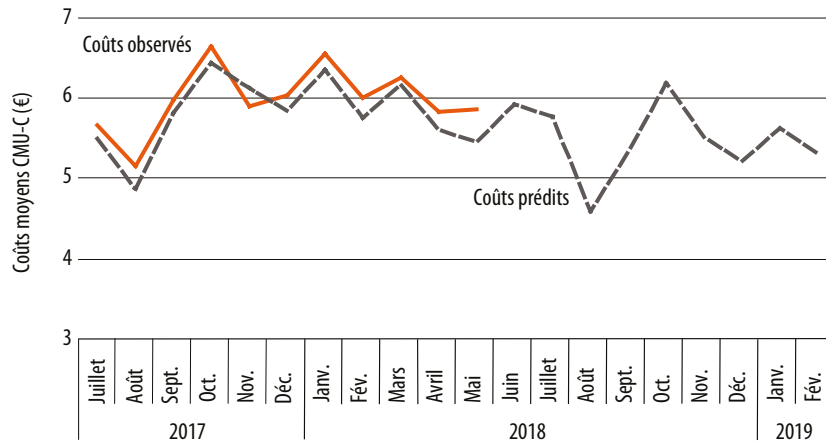
Sources : Cnam (SNDS) – Fonds-CMU-C.

## Évolution de la dépense en part de complémentaire santé des bénéficiaires de la CMU-C

Annexe 1

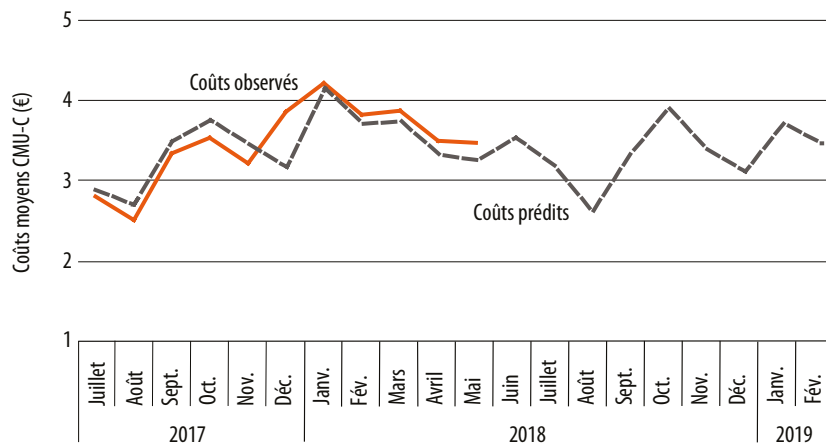
Irdes novembre 2018

### Graphique A3 Coûts observés et prédits en pharmacie



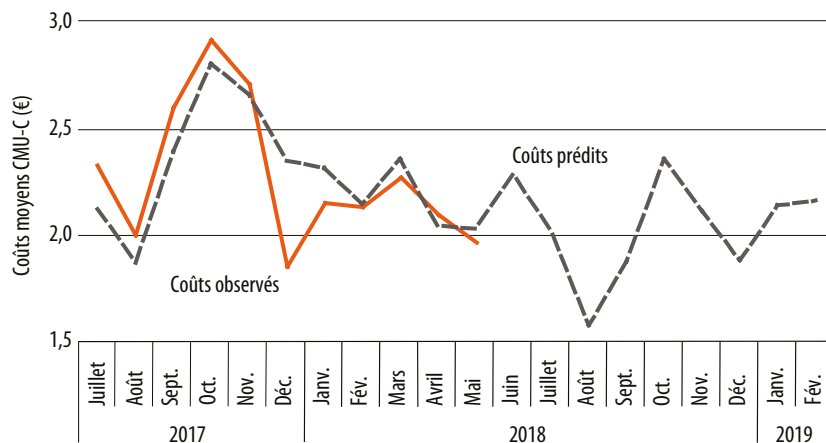
Sources : Cnam (SNDS) – Fonds-CMU-C.

### Graphique A4 Coûts observés et prédits en honoraires de médecins généralistes



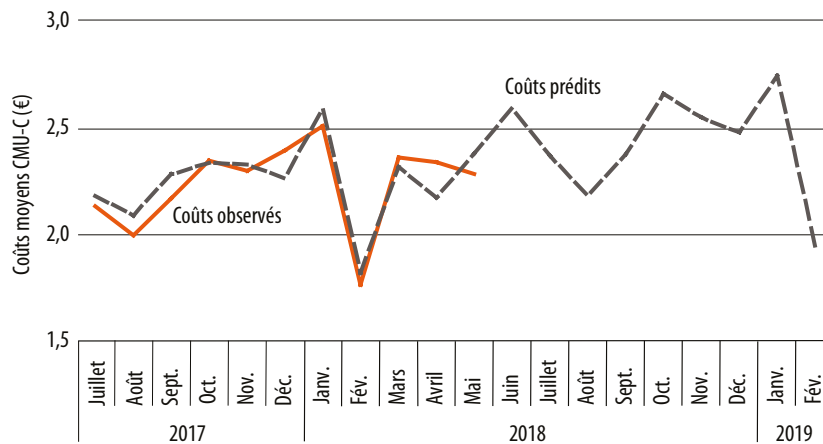
Sources : Cnam (SNDS) – Fonds-CMU-C.

### Graphique A5 Coûts observés et prédits en honoraires de médecins spécialistes



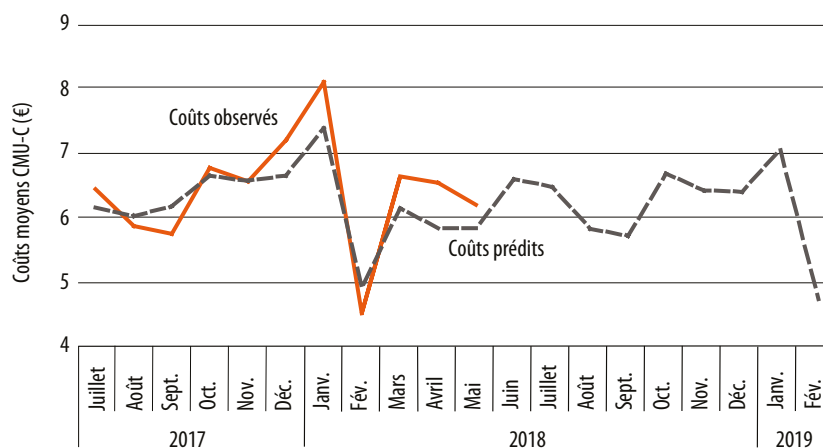
Sources : Cnam (SNDS) – Fonds-CMU-C.

Graphique A6 Coûts observés et prédits en forfaits journaliers hospitaliers



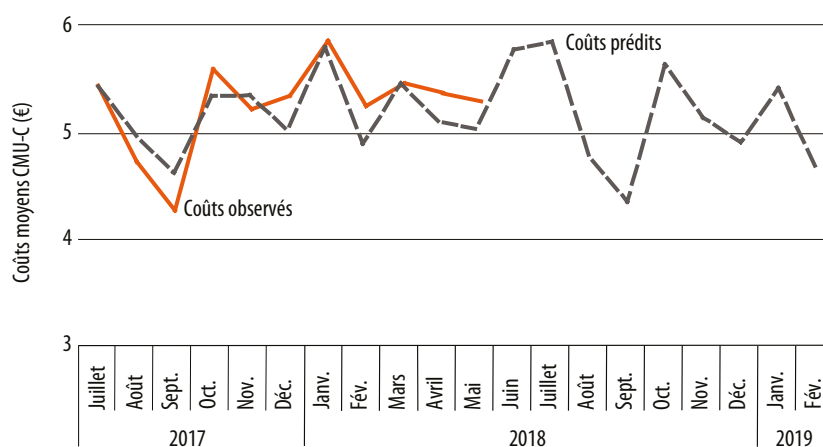
Sources : Cnam (SNDS) – Fonds-CMU-C.

Graphique A7 Coûts observés et prédits en prestations hospitalières



Sources : Cnam (SNDS) – Fonds-CMU-C.

Graphique A8 Coûts observés et prédits en transports



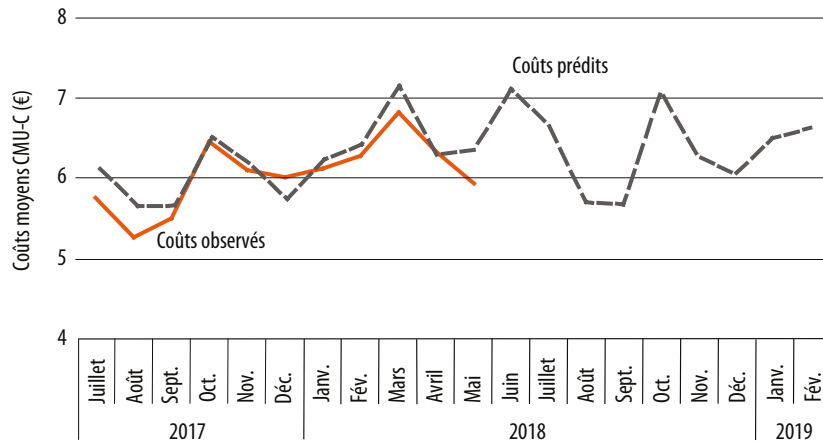
Sources : Cnam (SNDS) – Fonds-CMU-C.

## Évolution de la dépense en part de complémentaire santé des bénéficiaires de la CMU-C

Annexe 1

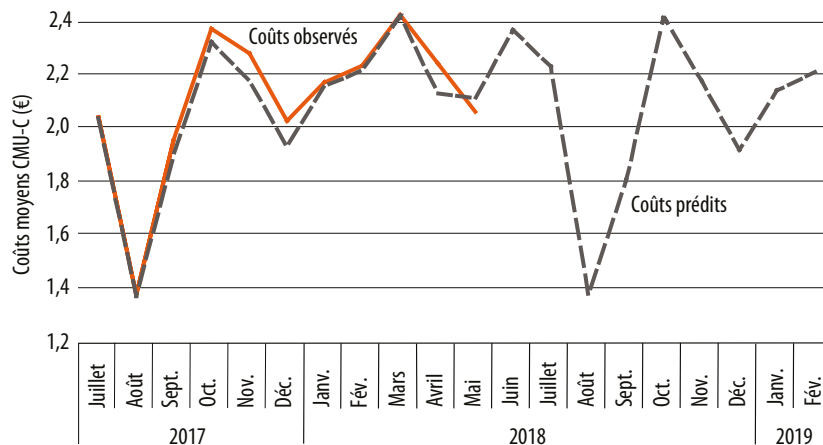
Irdes novembre 2018

### Graphique A9 Coûts observés et prévus en optique



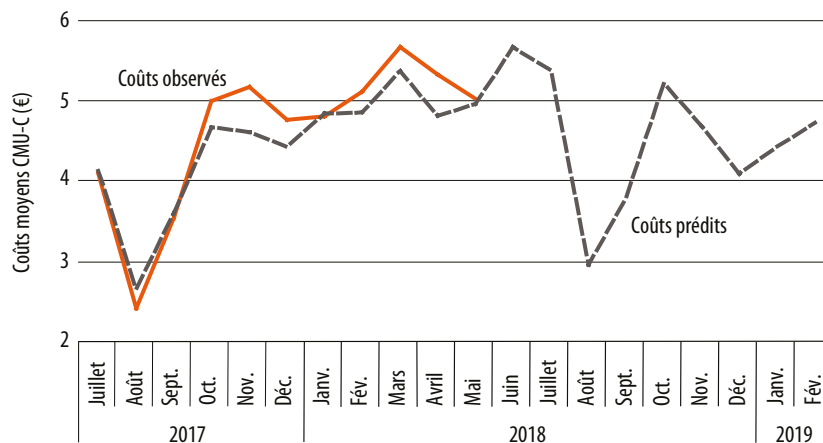
Sources : Cnam (SNDS) – Fonds-CMU-C.

### Graphique A10 Coûts observés et prévus en honoraires de dentistes



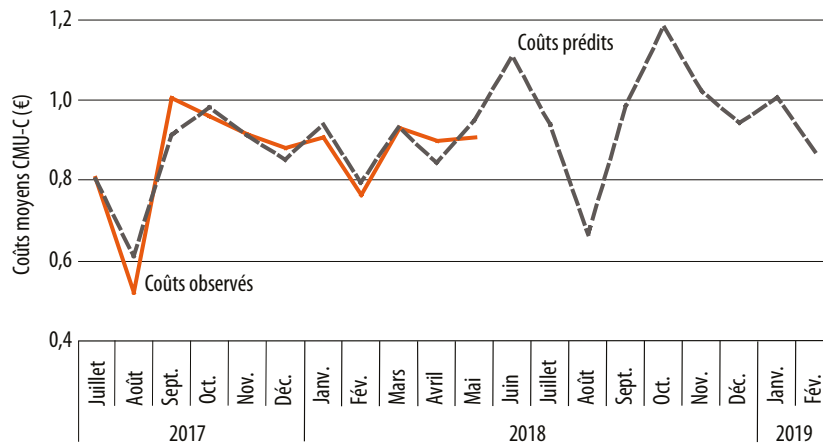
Sources : Cnam (SNDS) – Fonds-CMU-C.

### Graphique A11 Coûts observés et prévus en prothèses dentaires



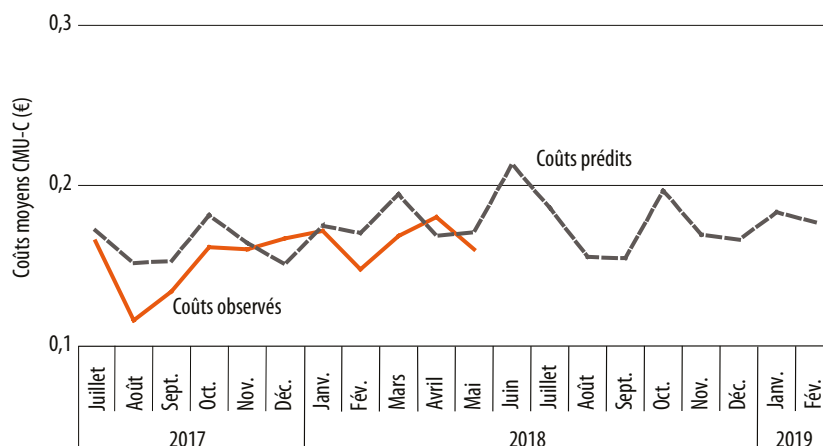
Sources : Cnam (SNDS) – Fonds-CMU-C.

Graphique A12 Coûts observés et prédits en orthodontie



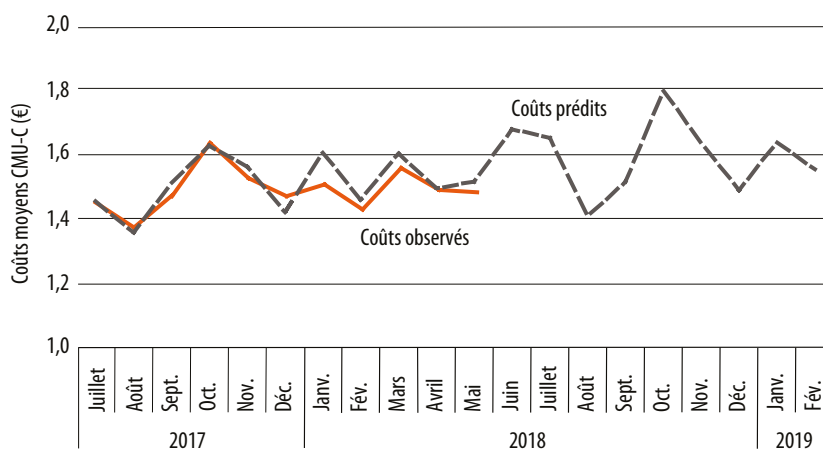
Sources : Cnam (SNDS) – Fonds-CMU-C.

Graphique A13 Coûts observés et prédits en prothèses auditives



Sources : Cnam (SNDS) – Fonds-CMU-C.

Graphique A14 Coûts observés et prédits en matériels de traitement



Sources : Cnam (SNDS) – Fonds-CMU-C.





Fonds de financement de la protection  
complémentaire de la couverture universelle  
du risque maladie

**APPEL A PROJET DE RECHERCHE**  
**ANALYSE DE L'ÉVOLUTION DE LA DÉPENSE MOYENNE CMU-C**  
**PAR BÉNÉFICIAIRE**

## 1. Contexte<sup>1</sup>

### ■ Présentation du Fonds CMU-C et de la CMU-C

Le Fonds de financement de la protection complémentaire de la couverture universelle du risque maladie (Fonds CMU-C) est un établissement public national à caractère administratif créé par la loi CMU du 27 juillet 1999. Il finance la couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) et l'aide au paiement d'une complémentaire santé (ACS), dispositifs permettant aux personnes ayant de faibles ressources d'accéder à une assurance complémentaire santé. Le fonds suit et évalue le fonctionnement de ces dispositifs et, à ce titre, formule des propositions d'amélioration.

Le financement de la CMU-C et de l'ACS est assuré par la taxe de solidarité additionnelle dont sont redevables les organismes complémentaires (mutuelles, sociétés d'assurances, institutions de prévoyance).

La CMU-C prend en charge le ticket modérateur de tous les soins médicalement prescrits et remboursables par l'assurance maladie à hauteur de 100 % du tarif de responsabilité de la sécurité sociale (consultations, médicaments, hospitalisation, etc.).

Elle offre la prise en charge d'une paire de lunettes par an, des prothèses dentaires, des frais d'orthodontie, des dispositifs médicaux et des audioprothèses. La prise en charge se fait à hauteur de forfaits fixés venant en complément des tarifs de la sécurité sociale.

Les bénéficiaires de la CMU-C ont un droit à la dispense totale d'avance des frais et ne peuvent se voir facturer de dépassements d'honoraires.

### ■ Les bénéficiaires de la CMU-C

En 2016, 5,49 millions de personnes bénéficient de la CMU-C pour l'ensemble des régimes d'assurance maladie<sup>1</sup>.

Les bénéficiaires de la CMU-C des trois principaux régimes (CNAMTS, RSI, CCMSA) représentent 7,4 % de la population en métropole et leur densité est quatre fois supérieure dans les Dom, 31,2 %.

En métropole, le Nord, le Sud-Est et la région parisienne concentrent les départements ayant la plus forte densité de bénéficiaires, entre 8,0 % et 14,5 %. Les quatre premiers départements ont des taux de bénéficiaires supérieurs à 10 % : Nord, 12,3 %, Seine-Saint-Denis, 14,5 %, Bouches-du-Rhône, 11,1 % et Pas-de-Calais, 11,3 %.

<sup>1</sup> Pour plus de détails, cf. rapport d'activité 2016 du Fonds CMU-C, [http://www.cmu.fr/fichier-utilisateur/fichiers/Rapport\\_activite\\_2016.pdf](http://www.cmu.fr/fichier-utilisateur/fichiers/Rapport_activite_2016.pdf).

## Évolution de la dépense en part de complémentaire santé des bénéficiaires de la CMU-C

Annexe 2

Irdes novembre 2018

La population des bénéficiaires de la CMU-C au régime général est composée pour moitié d'adultes de 20 à 59 ans et pour 44 % d'enfants et de jeunes de moins de 20 ans, alors qu'en population générale, ces tranches d'âge représentent moins de 25 % chacune du total de la population.

### ■ La dépense moyenne par bénéficiaire

La CMU-C peut être gérée, au choix du bénéficiaire, par son organisme d'assurance maladie ou par un organisme complémentaire agréé.

La dépense totale pour la part CMU-C<sup>2</sup> est estimée à 2,2 milliards d'euros en 2016, tous opérateurs de gestion confondus, soit une dépense par bénéficiaire<sup>3</sup> de 406 €, en baisse de 1,1 % par rapport à 2015. Pour les régimes d'assurance maladie, le coût moyen s'établit à 410 €, en recul de 1,4 % ; il est de 372 € pour les organismes complémentaires.

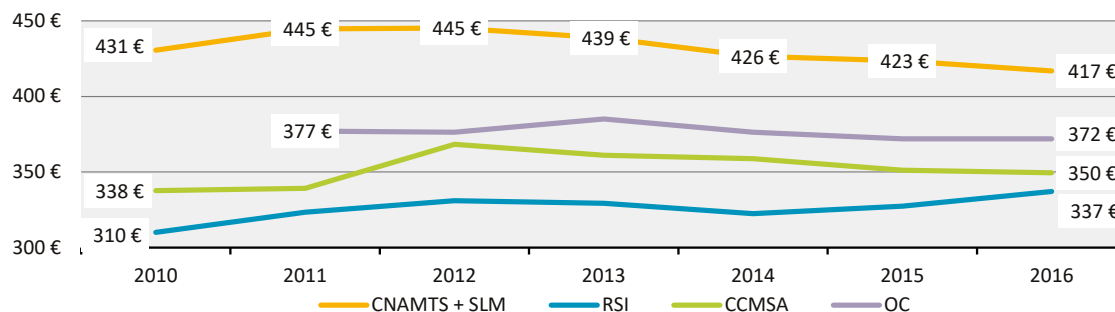
Le régime général concentre 81 % des effectifs et 83 % de la dépense, pour un coût moyen de 417 €, en baisse de 1,6 % par rapport à 2015.

Les organismes complémentaires pèsent pour 12 % des effectifs et 11 % de la dépense, pour un coût moyen prévisionnel de 372 €, identique à celui de 2015.

Le régime des indépendants représente 5 % des effectifs et 4 % de la dépense. Bien qu'en hausse de 3 %, son coût moyen de 337 € reste le plus faible.

Le régime agricole représente 2 % des effectifs et de la dépense, avec un coût moyen modéré (350 €), en léger retrait de -0,5 %.

Figure 1 – Dépense moyenne CMU-C en trésorerie, CNAMTS et SLM, RSI, CCMSA, OC, de 2010 à 2016, métropole et Dom



Données estimées – Source : CNAMTS + SLM, RSI, CCMSA, OC

### ■ L'évolution spécifique de la dépense moyenne CMU-C par bénéficiaire

Depuis 2013, le coût moyen CMU-C au régime général évolue à la baisse. La trajectoire d'évolution de la dépense prise en charge pour la part CMU-C<sup>4</sup> est parallèle à celle de la dépense de l'ensemble du régime général, avec toutefois un rythme d'évolution pour la dépense CMU-C toujours inférieur à celui des dépenses en population générale.

<sup>2</sup> Dépense au seul titre de la partie complémentaire des dépenses de santé

<sup>3</sup> Par la suite on parlera alternativement de « dépense moyenne par bénéficiaire » ou de « coût moyen CMU-C ».

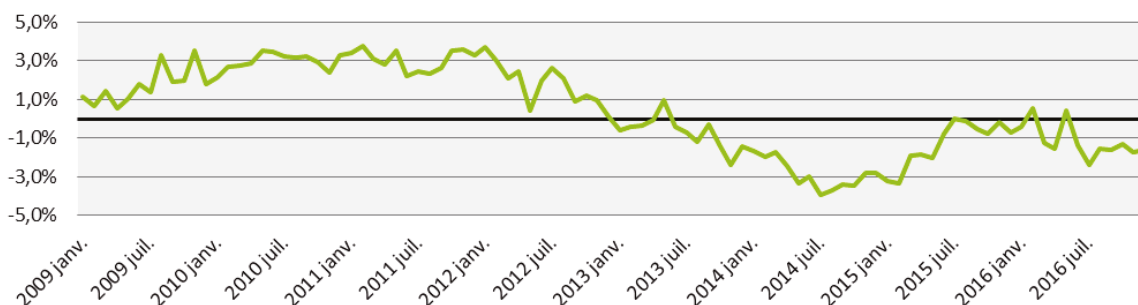
<sup>4</sup> La part CMU-C, correspond aux dépenses prises en charge au-delà de la partie remboursée par l'assurance maladie obligatoire : la prise en charge du ticket modérateur pour les soins de ville et hospitaliers, du forfait journalier hospitalier, ainsi que la prise en charge de dépassements encadrés pour certains soins via le « forfait CMU-C » (paniers de soins dentaires, orthodontie, optique, audio-prothèse).



Une comparaison de l'évolution du coût moyen CMU-C avec la dépense de soins de ville du régime général au titre du ticket modérateur confirme ce constat<sup>5</sup>.

En 2016, alors que les dépenses dans le champ de l'ONDAM auraient progressé de 1,8%<sup>6</sup>, le coût moyen CMU-C a reculé de 1,1 % (tous gestionnaires de la CMU-C confondus).

Figure 2 – Evolution de la dépense moyenne CMU-C, soins de ville, régime général, de 2009 à 2016. métropole et Dom



## 2. Enjeux et objet de la recherche

Le Fonds CMU-C prend en charge les dépenses de complémentaire santé des bénéficiaires de la CMU-C selon des modalités définies par la loi de financement de la sécurité sociale pour 2013. Les régimes et les organismes pour lesquels la dépense par bénéficiaire est inférieure à un forfait défini par arrêté (412 € en 2016) sont remboursés par le fonds sur la base de leur dépense en trésorerie réellement engagée. Les autres sont remboursés au montant forfaitaire. Le montant restant à charge pour la CNAMTS au-delà du forfait fait toutefois l'objet d'un versement complémentaire par le Fonds CMU-C.

La dépense CMU-C représente 88 % des charges du Fonds CMU-C. Le suivi et l'analyse de la dépense par bénéficiaire constitue ainsi un enjeu majeur, à la fois en termes de compréhension de l'exécution des dépenses, de diagnostic sur la soutenabilité financière des dispositifs d'aide à la complémentaire santé et de prévisions budgétaires<sup>7</sup>. Le Fonds CMU-C réalise notamment chaque trimestre un exercice technique de prévision pluriannuelle à un horizon de cinq ans qui intègre les dernières données disponibles relatives à l'évolution de l'assiette de la TSA, aux effectifs et au coût moyen de la CMU-C et de l'ACS.

**Le Fonds CMU-C souhaite disposer de travaux de recherche statistiques et économétriques afin de mieux comprendre l'évolution de la dépense totale et par bénéficiaire. L'objectif premier de la recherche sera d'explicitier les facteurs explicatifs de la baisse du coût moyen CMU-C au niveau macroéconomique, afin de comprendre l'évolution spécifique de ce coût par rapport à la dépense en population générale. Les travaux devront permettre d'identifier les paramètres pertinents à prendre en compte pour les exercices de prévision ; ils déboucheront sur des propositions de modèles de prévision et un outil de prévision utilisable par le Fonds CMU-C.**

**Dans un deuxième temps, une analyse statistique et économétrique de l'évolution du coût moyen CMU-C par département sera développée afin de mettre en évidence les spécificités territoriales et de caractériser la variabilité des évolutions entre territoires.**

<sup>5</sup> Cf. page 49 et suivantes du rapport d'activité 2016 du Fonds CMU-C.

<sup>6</sup> Cf. avis du comité d'alerte n° 2017-1 sur le respect de l'objectif national de dépenses d'assurance maladie

<sup>7</sup> En particulier lors des grandes échéances suivantes : prévision loi de financement pour la sécurité sociale en septembre, établissement du budget initial du fonds pour l'année N+1 en novembre.

## Évolution de la dépense en part de complémentaire santé des bénéficiaires de la CMU-C

### Annexe 2

Irdes novembre 2018

### 3. Méthodologie

La méthodologie devra être proposée et détaillée dans la réponse au présent appel à recherche. Elle devra au moins comporter :

#### ■ La constitution d'une base de données sur la CMU-C

Le prestataire devra construire une base de données avec les variables disponibles sur la CMU-C (fournis par le Fonds CMU-C) enrichies des données de la statistique publique. Cette base devra notamment comporter des séries temporelles de données avec la profondeur de champ la plus importante possible.

Les principales données collectées par le Fonds CMU-C sont précisées ci-dessous.

#### ■ La réalisation d'une analyse statistique et économétrique sur la dépense par bénéficiaire de la CMU-C

Les méthodes statistiques et économétriques envisagées devront être précisément décrites.

#### ■ Une proposition d'outil de prévision

À partir des paramètres explicatifs de l'évolution de la dépense CMU-C mis en évidence lors de l'analyse économétrique, un outil de prévision de la dépense moyenne de la CMU-C sera proposé.

Tableau 1 – Données du Fonds CMU-C

Données mises en base concernant la CMU-C ou données contextuelles							
Lien avec la CMU-C	Type Donnée	Source	Date début	Temporalité	National	Département s	Détail
Oui	Effectifs	CNAMTS	31/01/2005	Mensuelle	Oui	Oui	Distinction gestion régime / gestion OC
Oui	Effectifs	RSI	31/01/2005	Mensuelle	Oui	Oui	Distinction gestion régime / gestion OC
Oui	Effectifs	CCMSA	31/01/2005	Mensuelle	Oui	Oui	Distinction gestion régime / gestion OC
Oui	Effectifs	SLM	31/01/2005	Trimestrielle	Oui	Oui à partir du 31/08/2009	Distinction gestion régime / gestion OC
Oui	Effectifs	Régimes spéciaux	31/01/2005	Trimestrielle	Oui	Non	Distinction gestion régime / gestion OC
Oui	Effectifs	CNAMTS	31/12/2008	Annuelle	Oui	Non	Age/Sexe Tranches de 5 ans
Oui	Effectifs	RSI	31/12/2013	Annuelle	Oui	Non	Age/Sexe Tranches de 5 ans
Oui	Effectifs	CCMSA	31/12/2013	Annuelle	Oui	Non	Age/Sexe Tranches de 5 ans
Oui	Dépenses	CNAMTS	31/01/2005	Mensuelle	Oui	Non	Ventilation par 15 postes de dépense
Oui	Dépenses	CNAMTS	31/12/2011	Annuelle	Oui	Oui	Ventilation par 15 postes de dépense
Oui	Dépenses	CNAMTS	31/01/2005	Mensuelle	Oui	Oui	Dépense hospitalière par compte comptable
Oui	Dépenses	RSI	31/01/2005	Mensuelle	Oui	Non	Ventilation par 15 postes de dépense
Oui	Dépenses	CCMSA	31/01/2005	Mensuelle	Oui	Non	Ventilation par 15 postes de dépense
Oui	Dépenses	SLM	31/01/2005	Trimestrielle			Ventilation par 15 postes de dépense
Oui	Dépenses	Régimes spéciaux	31/01/2005	Annuelle	Oui	Non	Ventilation par 15 postes de dépense
Oui	Dépenses	Organismes complémentaires	31/01/2005	Annuelle	Oui	Non	Ventilation par 15 postes de dépense
Oui	Effectifs	CNAMTS	31/01/2005	Mensuelle	Oui	Oui	Effectifs de la Cmu de base, puis de la PUMA
Non	Dépenses	CNAMTS	31/01/2009	Mensuelle	Oui	Non	Dépense de ville au régime général, 8 postes, RO, TM, dépassements

## Table des illustrations

### Liste des tableaux

<b>Tableau 1</b>	Périmètre des données.....	35
<b>Tableau 2</b>	Récapitulatif des variables.....	39
<b>Tableau 3</b>	Description de l'échantillon issu de l'échantillon-maître ESPS.....	42
<b>Tableau 4</b>	Description de l'échantillon issu de l'Échantillon généraliste de bénéficiaires (EGB)..	43
<b>Tableau 5</b>	Évolution de la structure d'âge des bénéficiaires de la CMU-C selon leur ancienneté dans le dispositif.....	45
<b>Tableau 6</b>	Résultats principaux concernant la probabilité de recours aux soins.....	53
<b>Tableau 7</b>	Spécifications retenues pour chaque poste de soins.....	63

### Liste des graphiques

<b>Graphique 1</b>	Évolution du taux de recours aux soins selon le groupe.....	44
<b>Graphique 2</b>	Évolution de la dépense remboursable moyenne par individu consommant des soins.....	45
<b>Graphique 3</b>	Évolution du groupe de bénéficiaires : ancienneté et caractéristiques.....	46
<b>Graphique 4</b>	Évolution des indicateurs dans la sous-population CMU-C.....	47
<b>Graphique 5</b>	Distribution de l'âge des bénéficiaires de la CMU-C et des témoins, au-delà de 60 ans.....	56
<b>Graphique 6</b>	Coûts moyens CMU-C observés et prédits totaux.....	65
<b>Graphique A1</b>	Coûts observés et prédits en soins d'auxiliaires.....	71
<b>Graphique A2</b>	Coûts observés et prédits en biologie médicale.....	71
<b>Graphique A3</b>	Coûts observés et prédits en pharmacie.....	72
<b>Graphique A4</b>	Coûts observés et prédits en honoraires de médecins généralistes.....	72
<b>Graphique A5</b>	Coûts observés et prédits en honoraires de médecins spécialistes.....	72
<b>Graphique A6</b>	Coûts observés et prédits en forfaits journaliers hospitaliers.....	73
<b>Graphique A7</b>	Coûts observés et prédits en prestations hospitalières.....	73
<b>Graphique A8</b>	Coûts observés et prédits en transports.....	73
<b>Graphique A9</b>	Coûts observés et prédits en optique.....	74
<b>Graphique A10</b>	Coûts observés et prédits en honoraires de dentistes.....	74
<b>Graphique A11</b>	Coûts observés et prédits en prothèses dentaires.....	74
<b>Graphique A12</b>	Coûts observés et prédits en orthodontie.....	75
<b>Graphique A13</b>	Coûts observés et prédits en prothèses auditives.....	75
<b>Graphique A14</b>	Coûts observés et prédits en matériels de traitement.....	75



## Les dernières publications de l'Irdes



- **Personnes suivies pour des troubles psychiques sévères : une espérance de vie fortement réduite et une mortalité prématurée quadruplée**  
Coldefy M., Gandré C.  
*Questions d'économie de la santé* numéro n° 237. Septembre 2018
- **96 % des salariés ont accès à une assurance complémentaire santé d'entreprise en 2017** / Lapinte A., Perronnin M.  
*Questions d'économie de la santé* n° 236. Juillet/août 2018



- **Généralisation de la complémentaire santé d'entreprise : une évaluation ex-ante des gains et des pertes de bien-être**  
Pierre A., Jusot F., Raynaud D., Franc C.  
Document de travail n° 75. Juin 2018
- **Méthodologie de l'évaluation d'impact de l'expérimentation Parcours santé des aînés (Paerpa)** / Bricard D., Or Z., Penneau A.  
Document de travail n° 74. Juin 2018



- **Conséquences de la survenue du cancer sur les parcours professionnels : une analyse sur données medico-administratives**  
Barnay T., Ben Halima B., Ben Halima M.A., Duguet E., Lanfranchi J., Le Clainche C., Regaert C., Sermet C.  
Rapport Irdes n° 568. Juin 2018
- **Évaluation d'impact de l'expérimentation Paerpa. Premiers résultats en 2016**  
Or, Z., Bricard, D, Le Guen, N., Penneau, A.  
Rapport Irdes n° 567. Juin 2018

**Abonnements-Diffusion** : Irdes 117bis rue Manin 75019 - Paris  
www.irdes.fr – Tél. : 01 53 93 43 06/17 – Fax : 01 53 93 43 07  
Contact : publications@irdes.fr

## La Documentation

Responsable : Marie-Odile Safon  
Documentaliste : Véronique Suhard

Assistant de documentation : Damien Le Torrec

Un fonds documentaire spécialisé en économie de la santé, organisation des systèmes de santé, politiques de santé, professionnels de santé, hôpital, etc. composé de 16 000 ouvrages, 200 périodiques, 1 600 *Working papers* de centres de recherche étrangers (National Bureau of Economic Research, Center for Health Economics de York...), et de dossiers thématiques permettant de revisiter l'actualité de la santé depuis les années 1980.

Des produits documentaires à consulter sur le site internet [www.irdes.fr](http://www.irdes.fr) (voir ci-dessous).

Consultation du fonds documentaire sur rendez-vous au 01 53 93 43 56/01.

**Contact** : [documentation@irdes.fr](mailto:documentation@irdes.fr)

## À découvrir sur le site de l'Irdes <http://www.irdes.fr>

**Contact** : [contact@irdes.fr](mailto:contact@irdes.fr)

- Toutes les **publications** de l'Irdes sont mises en ligne dès leur parution.
- La **Lettre d'information** mensuelle de l'Irdes, qui présente les dernières actualités en économie de la santé (publications, séminaires et colloques, 3 questions à un chercheur, graphique du mois...), est envoyée par courriel sur simple inscription : [www.irdes.fr/presse/lettre-d-information-de-l-irdes-historique.html](http://www.irdes.fr/presse/lettre-d-information-de-l-irdes-historique.html)  
Elle est également disponible dans une version anglaise trimestrielle : [www.irdes.fr/english/newsletter-in-health-economics-chronology.html](http://www.irdes.fr/english/newsletter-in-health-economics-chronology.html)
- Des **produits documentaires** élaborés par la Documentation : Veille scientifique en économie de la santé et Actualités santé et protection sociale, deux veilles thématiques bimensuelles, l'une bibliographique réalisée à partir de la littérature scientifique en santé, l'autre de la presse santé en ligne ; et aussi des synthèses thématiques...

## Évolution de la dépense en part de complémentaire santé des bénéficiaires de la CMU-C : analyse et prévision

Mise en place au 1<sup>er</sup> janvier 2000, la Couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) est gratuite et accessible sous conditions de ressources. Elle vise à lever les barrières financières à l'accès aux soins des plus pauvres, comme l'avance de frais et les restes à charge laissés par l'assurance maladie obligatoire. L'effectif des bénéficiaires de la CMU-C, stable entre 2000 et 2009, a fortement augmenté ensuite, passant de 4,15 millions en 2009 à 5,3 millions en 2015 et 5,6 millions au 31 juillet 2018, en raison d'une conjoncture économique défavorable et de la revalorisation en 2013 des seuils de ressources ouvrant droit au dispositif. Pour autant, les coûts moyens par bénéficiaire liés aux remboursements de la CMU-C, qui évoluaient à la hausse jusqu'en 2012, décroissent ensuite de façon persistante. Comment expliquer cette évolution ?

Comprendre et prévoir la dynamique d'évolution de la dépense en part de complémentaire CMU-C sont les objectifs de cette étude. Ainsi, en s'appuyant sur une revue de littérature qui rappelle les spécificités et déterminants des dépenses de santé des bénéficiaires de la CMU-C, différentes hypothèses sont testées sur les causes de rupture dans l'évolution de cette dépense à partir de données micro-économiques : le Système national des données de santé (SNDS) des individus appartenant à l'échantillon-maître de l'Enquête santé et protection sociale (ESPS) et l'Échantillon généraliste de bénéficiaires (EGB). Les résultats montrent que ce sont les différences d'évolution entre la composition des bénéficiaires de la CMU-C – arrivée après 2013 de bénéficiaires ayant un plus faible recours aux soins – et celle de la population générale – dont le vieillissement est plus marqué – qui expliquent l'écart croissant entre ces deux populations. Enfin, un modèle de prévision est estimé sur données macro-économiques.

### *Evolution of expenditure in terms of complementary health insurance of CMU-C beneficiaries: analysis and forecasting*

*Introduced on 1 January 2000, the Complementary Universal Health Insurance (CMU-C) is a free health insurance scheme, accessible on a means-tested basis. It aims to remove financial barriers to access to health care for the poorest, such as advance payments and out-of-pocket payments left by the compulsory National health insurance. The number of CMU-C beneficiaries, stable between 2000 and 2009, then increased sharply, from 4.15 million in 2009 to 5.3 million in 2015 and 5.6 million on 31 July 2018, due to the economic turmoil and the increase in 2013 of the resource thresholds qualifying for the scheme. However, the average costs per beneficiary associated with reimbursements of the CMU-C scheme, which increased until 2012, are then decreasing steadily. How can this evolution be explained?*

*This study aims to understand and predict the dynamics of the evolution of CMU-C reimbursements. Based on a literature review that emphasizes the specificities and determinants of health expenditure of CMU-C beneficiaries, different hypotheses are tested on the causes of disruption in the evolution of this expenditure based on microeconomic data: the National Health Data System (SNDS, *Système national des données de santé*) of individuals belonging to the main sample of the Health, Health Care and Insurance Survey (ESPS, *Enquête santé et protection sociale*) and the Generalist Sample of Beneficiaries (EGB, *Échantillon généraliste de bénéficiaires*). The results show that the differences in the evolution of the composition of CMU-C beneficiaries – arrival after 2013 of beneficiaries with lower use of health care services – and that of the general population – whose ageing is more pronounced – are the two explanatory factors of the growing gap between these two populations. Finally, a forecasting model is estimated, based on macroeconomic data.*



**IRDES**

Institut de recherche  
et documentation en  
économie de la santé

**Irdes**  
10, rue Vauvenargues  
75018 Paris  
Tél. : 01 53 93 43 00  
[www.irdes.fr](http://www.irdes.fr)