

# Laboratoire d'Economie de Dauphine



WP n°7/2011

## Document de travail

### Le Recours à l'Aide Complémentaire Santé : les Enseignements d'une Expérimentation Sociale à Lille

Sophie Guthmuller  
(LEDa-LEGOS, Université Paris Dauphine)

Florence Jusot  
(LEDa-LEGOS, Université Paris Dauphine, IRDES)

Jérôme Wittwer  
(LEDa-LEGOS, Université Paris Dauphine)

Caroline Desprès  
(IRDES)

# LE RECOURS A L'AIDE COMPLEMENTAIRE SANTE :

## LES ENSEIGNEMENTS D'UNE EXPERIMENTATION SOCIALE A LILLE

Sophie Guthmuller\*, Florence Jusot\*†, Jérôme Wittwer\* et Caroline Desprès†

L'Aide Complémentaire Santé (ACS), ou « chèque santé », a été mise en place en 2005 pour inciter les ménages dont le niveau de vie se situe juste au-dessus du plafond CMU-C à acquérir une couverture complémentaire santé grâce à une subvention. Même si le nombre de bénéficiaires a lentement progressé, le recours à l'ACS reste faible. Deux hypothèses peuvent être formulées pour expliquer cet état de fait : (1) Le défaut d'information sur l'existence du dispositif, son fonctionnement et sur les démarches à entreprendre pour en bénéficier. (2) Le montant de l'aide est insuffisant, la complémentaire resterait trop chère même après déduction de l'aide.

Afin de tester la validité de ces deux hypothèses, une expérimentation sociale contrôlée a été mise en place par l'université Paris-Dauphine à Lille auprès d'un échantillon de 4209 assurés sociaux potentiellement éligibles à l'ACS au regard de leurs ressources. Trois groupes d'assurés ont été aléatoirement constitués ; le premier groupe s'est vu proposer le montant d'ACS en vigueur, le deuxième groupe a reçu une proposition d'aide majorée et le troisième groupe a reçu en plus d'une proposition d'aide majorée, une invitation à une réunion d'information sur le dispositif.

La comparaison entre les groupes du nombre de dossiers de demande d'ACS et du nombre d'ACS accordées montre de manière robuste que la majoration du montant du « chèque santé » améliore légèrement le taux de recours à l'ACS et permet de mieux cibler les personnes effectivement éligibles. Toutefois, l'ACS reste un dispositif compliqué qui touche difficilement sa cible : au total, seuls 17% des assurés ont fait une demande d'ACS. Seuls 9% des assurés invités à participer à une réunion d'information y ont effectivement assisté, et l'invitation à cette réunion a largement découragé les autres assurés, annulant ainsi l'effet de la majoration du chèque. Enfin, seuls 55% des assurés ayant déposé une demande ont effectivement reçu l'aide, en raison le plus souvent de ressources trop élevées. La difficulté à cibler la population éligible et l'incertitude importante sur l'éligibilité qui en résulte sont certainement des freins s'ajoutant à la complexité des démarches.

Les auteurs remercient tout particulièrement la Caisse Primaire d'Assurance Maladie de Lille-Douai, la Caisse d'Allocations Familiales de Lille, la Caisse Régionale d'Assurance Maladie Nord-Picardie, l'Institut de Recherche et de Documentation en Economie de la Santé, l'Institut National d'Etudes Démographiques sans qui cet article n'aurait pas vu le jour, Thomas Renaud, pour son travail sur les données d'enquêtes, pour ses remarques et suggestions. Ils restent seuls responsables des erreurs éventuelles qui pourraient subsister dans cet article.

La réalisation de cet article a bénéficié d'un financement du Haut commissariat aux Solidarités Actives contre la Pauvreté (Ministère de la Jeunesse et des Solidarités actives) dans le cadre de l'appel à projets d'expérimentations sociale 2008. Nous remercions par ailleurs la Fondation du Risque (Chaire Santé, Risque et Assurance, Allianz) et la CNAMTS pour leur soutien financier.

---

\* Laboratoire d'Economie et de Gestion des Organisations de Santé (LEDa-LEGOS), Université Paris-Dauphine  
† Institut de Recherche et de Documentation en Economie de la Santé (IRDES)

## 1. INTRODUCTION :

Le système de santé Français a la particularité de laisser à la charge du patient une partie du coût des soins (ticket modérateur, participation forfaitaire et franchise médicale, dépassement d'honoraire)<sup>1</sup>. Pour se couvrir contre le risque financier résiduel, les ménages peuvent recourir à des contrats d'assurance complémentaire santé prenant en charge tout ou partie du coût laissé à la charge du patient.

Dans une telle organisation, le risque de renoncement aux soins pour raisons financières des personnes non couvertes, ou mal couvertes, par une assurance complémentaire santé est réel (Kambia-Chopin et al., 2008 ; Jusot et Wittwer, 2009 ; Boisguérin et al., 2010 ; Perronnin et al., 2011). Afin de limiter les barrières financières à l'accès aux soins, deux dispositifs ont été introduits : la prise en charge à 100% par l'Assurance maladie des dépenses de soins afférentes à une affection de longue durée (ALD)<sup>2</sup>, et la Couverture Maladie Universelle Complémentaire (CMU-C) qui offre gratuitement aux ménages les plus pauvres une couverture complémentaire santé (voir encadré 1).

La question des ménages modestes, mais dont le niveau de vie se situe au-delà du plafond CMU-C, s'est rapidement posée. Afin de les inciter à acquérir une couverture complémentaire santé de bonne qualité, mais aussi pour compenser financièrement ceux en détenant déjà une, le dispositif de l'Aide Complémentaire Santé (ACS) a été mis en place au 1er janvier 2005 (loi du 13 août 2004) et concernait, en janvier 2009 les ménages dont le niveau de vie est situé entre le plafond CMU-C et ce plafond majoré de 20%. En pratique, ces ménages peuvent faire valoir leur droit auprès de leur Caisse Primaire d'Assurance Maladie (CPAM) et bénéficier d'un chèque santé (voir encadré 1). Présenté à l'organisme de complémentaire santé sollicité, ce chèque donne droit à une réduction sur le prix du contrat dès lors que celui-ci est souscrit à titre individuel et non par l'intermédiaire de l'employeur.

Ce dispositif peut se comprendre comme un instrument de lissage du dispositif d'aide publique à l'accès à une complémentaire santé qui était marqué avant la mise en œuvre de

---

<sup>1</sup> Selon les comptes de la santé 2010, l'assurance maladie finance 75,8% des dépenses de soins. En Europe, d'autres pays (Grande-Bretagne, Pays-Bas, Espagne par exemple) ont opté pour la gratuité des soins (hors franchises non assurables dont le cumul est plafonné et dont les plus pauvres sont affranchis) mais pour un panier de soins plus strictement défini que le panier donnant lieu à remboursement en France.

<sup>2</sup> Au 31 décembre 2008, 8,3 millions d'assurés sociaux du régime général de l'Assurance Maladie étaient reconnus en ALD, soit près d'un assuré social sur 7 et leurs dépenses représentaient près des 2/3 des dépenses de soins remboursées par l'Assurance maladie (Paita et Weill, 2009). L'exonération du ticket modérateur n'exclut pas que ces patients doivent faire face à des restes à charges relativement importants, en raison, outre des dépenses de santé liées à d'autres maladies, de la participation forfaitaire, de la franchise médicale et des dépassements d'honoraires relatifs aux dépenses afférentes à la maladie prise en charge en ALD (Elbaum, 2008).

l'ACS par l'effet de seuil généré par le plafond de la CMU-C. A la création du dispositif, la population ciblée était évaluée à 2 millions d'individus (voir encadré 2). Le nombre de bénéficiaires effectifs de l'ACS a lentement progressé depuis sa mise en place (voir graphique A dans l'encadré 2). Cependant, le recours à l'ACS reste faible. Fin 2008, 596 626 personnes s'étaient vu délivrer une attestation par les CPAM et seuls 441 948 bénéficiaires avaient effectivement utilisé leur attestation auprès d'un organisme complémentaire (Fonds CMU, 2009). Fin 2010, 632 785 personnes étaient bénéficiaires d'une attestation et 535 055 l'avaient effectivement utilisées (Fonds CMU, 2011a). Cette réalité est d'autant plus surprenante qu'une partie importante des éligibles est couverte par une complémentaire santé souscrite à titre individuel<sup>3</sup> et qu'à ce titre ils pourraient bénéficier de droit d'une réduction du coût de leur contrat.

Deux grandes hypothèses peuvent être formulées pour expliquer cet état de fait.

La première renvoie au *défaut d'information* sur le dispositif, tant sur l'existence même du dispositif que sur son principe de fonctionnement ou sur les démarches à entreprendre pour en bénéficier. Il s'agit de la principale hypothèse expliquant le non recours des personnes couvertes par une complémentaire à titre individuel et ne faisant pas valoir leur droit. La campagne d'information par courrier lancée par les CPAM en 2008-2009 avait pour objectif de pallier ce déficit d'information présumé<sup>4</sup>.

Selon une deuxième hypothèse, le *montant du chèque santé serait insuffisant* : une fois déduit ce montant, l'achat d'une complémentaire santé laisserait un reste à payer trop important pour de nombreux ménages. Elle s'applique cette fois plus naturellement aux éligibles non couverts par une complémentaire santé<sup>5</sup>. En effet, selon les estimations du fonds CMU, le chèque santé couvrirait en effet, 50% du prix des contrats de complémentaire santé en moyenne (Fonds CMU, 2008) ; ces primes pouvant par ailleurs représenter, avant déduction du chèque santé, près de 8 à 10% du revenu disponible des ménages les plus modestes (Grignon, Kambia-Chopin, 2010 ; Jusot et al., 2011 ; Perronnin et al., 2011). Ainsi, c'est sur la base de cette seconde hypothèse qu'une légère revalorisation du chèque santé a été mise en place au 1<sup>er</sup> janvier 2010 (voir tableau A dans l'encadré 1).

---

<sup>3</sup> En approximant la population éligible à l'ACS par la population non couverte par la CMU-C appartenant au premier décile de niveau de vie, il vient que 53% des éligibles sont couverts par une complémentaire santé à titre individuel, l'estimation passant à 60% si l'on approxime la population éligible à l'ACS aux personnes appartenant au deuxième décile de niveau de vie (Arnould et Vidal, 2008).

<sup>4</sup> Voir encadré 3 pour plus de précisions sur cette campagne d'information.

<sup>5</sup> Elle peut néanmoins s'étendre aux individus détenteurs d'une complémentaire santé en partant du principe que les démarches à entreprendre constituent un coût qui doit être couvert par le bénéfice monétaire du chèque.

L'obstacle de la stigmatisation, entendu au sens large, est également couramment avancé pour expliquer le non recours aux prestations publiques sous conditions de ressources (Hernanz et al., 2004). Le fait de devoir révéler ses ressources à l'administration de sécurité sociale mais aussi aux acteurs du système de santé constitueraient un frein au recours. Sur ce dernier point, l'ACS est indiscutablement moins stigmatisante que la CMU-C puisque le seul acteur informé, hors administrations de sécurité sociale, est l'organisme de complémentaire santé sollicité (Desprès, 2010) ; le bénéfice de l'ACS n'est pas connu des médecins. Sachant, en outre, que le non recours à la CMU-C est faible comparativement à celui de l'ACS, on est tenté de conclure que l'obstacle de la stigmatisation est un obstacle résiduel pour l'ACS. Il faut cependant rester prudent, d'une part, parce que le bénéfice tiré de l'ACS est moindre que celui tiré de la CMU-C, et, d'autre part, parce que les individus éligibles sont pour la majorité d'entre eux détenteurs d'un contrat de complémentaire santé et, de ce fait, parfois engagés dans une relation sur le moyen ou long terme avec leur organisme de complémentaire santé.

Quoiqu'il en soit, nous focalisons notre attention, ici, sur les deux explications jugées a priori comme centrales pour expliquer le faible recours à l'ACS : le défaut d'information de la population éligible et l'insuffisance du montant du chèque santé. Pour tester la validité de ces deux hypothèses et estimer rigoureusement les effets à attendre d'une modification de ce dispositif, une expérimentation sociale a été élaborée et mise en oeuvre par l'Université Paris-Dauphine en janvier 2009 auprès de 4209 assurés sociaux de la CPAM de Lille-Douai, potentiellement éligibles à l'ACS au regard de leurs ressources ayant donné droit à prestations de la Caisse d'Allocations Familiales (CAF) de Lille et n'ayant pas fait valoir leur droit à l'ACS à cette date. Nous revenons dans la section suivante sur les questions de méthodes soulevées par l'étude du non recours. Nous présentons ensuite l'expérimentation et notre démarche. Nous détaillerons enfin les résultats avant d'apporter des éléments de conclusion.

### LES DISPOSITIFS CMUC ET ACS<sup>1</sup>

- La CMU-C (Couverture Maladie Universelle – Complémentaire) a été instaurée par la loi du 27 juillet 1999. Elle donne accès de droit à une couverture complémentaire gratuite aux individus des ménages les plus pauvres. Au 1er janvier 2009, les ménages dont le niveau de vie pour une personne seule était inférieur à 7 447€ par an en métropole étaient éligibles (Le plafond est 7771€ depuis le 1er juillet 2011. Ce montant est calculé sur la base des revenus des douze mois précédents la demande. Au 31 décembre 2010, 4 319 165 personnes bénéficiaient de ce dispositif (Fonds CMU, 2011).

Après instruction de la demande par la CPAM compétente, la CMU-C peut-être directement souscrite auprès de la CPAM ou auprès d'un organisme de complémentaire santé. Les prestations offertes équivalent à celle d'un contrat de qualité « moyenne » : les tickets modérateurs sont couverts et les tarifs conventionnels sont opposables pour les consultations chez les généralistes et les spécialistes appliquant des dépassements d'honoraires, les prothèses dentaires et les frais d'optiques ... La demande doit être renouvelée chaque année

- L'Aide complémentaire santé (ACS) a été instaurée par la loi du 13 août 2004. Au 1er janvier 2009, elle concernait les ménages dont le niveau de vie annuel est situé entre 7447 et 8936 €, soit entre le plafond de la CMU-C et ce plafond majoré de 20 %. Ce niveau de vie est calculé sur la base des revenus des douze mois précédant la demande. Le plafond maximal de ressources donnant droit à l'ACS a beaucoup augmenté depuis son instauration. La majoration du plafond de la CMU-C était de 15 % jusqu'au 1er janvier 2007, 26% depuis le 1er janvier 2011 et sera augmenté à 30% à partir du 1er janvier 2012.

Après instruction de la demande par la CPAM compétente, un ménage éligible se voit délivrer un « chèque santé » (sous forme d'avoir ou de voucher dans la terminologie anglo-saxonne) qu'il peut faire valoir auprès d'un organisme de complémentaire santé (quel qu'il soit) au moment de l'achat d'un contrat dès lors que le contrat est souscrit à titre individuel (les individus bénéficiant d'un contrat à titre collectif, par l'intermédiaire de leur employeur, ne sont pas éligibles à l'ACS). La demande doit être renouvelée chaque année.

Le montant des chèques varie en fonction de l'âge du bénéficiaire. Ils ont été sensiblement augmentés et les tranches d'âge redessinées au 1er août 2009. Ci-dessous, les barèmes en vigueur depuis le 1er janvier 2010 ainsi que ceux en vigueur au 1er janvier 2009, c'est-à-dire au cours de la période durant laquelle l'expérimentation a été conduite. A titre indicatif, le Fonds CMU établit le prix annuel moyen des contrats souscrits par les bénéficiaires de l'ACS (ceux ayant fait valoir leur chèque santé) à 764 € en 2009 (Fonds CMU, 2010).

Tableau A

#### Le montant de l'Aide complémentaire santé

	Montants en vigueur avant au 1er janvier 2009	Par personne âgée de	Montants en vigueur depuis le 1er janvier 2010
Moins de 25 ans	100	Moins de 16 ans	100
25-59 ans	200	16-49 ans	200
		50-59 ans	350
60 ans et plus	400	60 ans et plus	500

Lecture : Les montants d'ACS en vigueur avant le 1er janvier 2009 étaient de 100€ par membre du ménage de moins de 25 ans, de 200€ par personne âgée entre 25 et 59 ans et de 400€ pour chaque personne de 60 ans et plus.

Champ : France entière

Source : Fonds CMU.

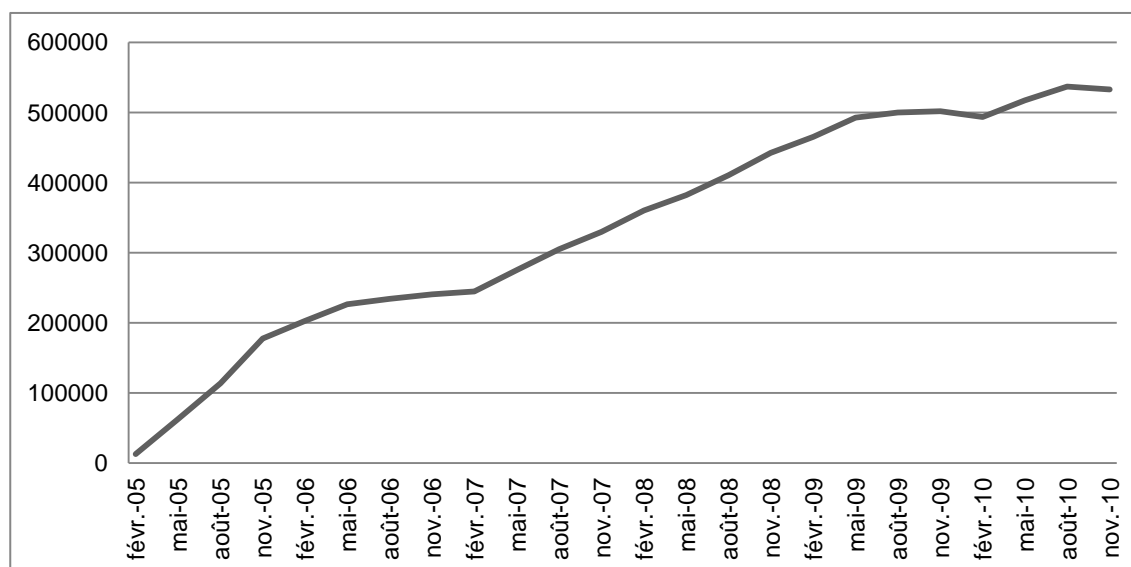
<sup>1</sup> Pour plus de détails, cf. site du Fonds CMU, <http://www.fonds-cmu.fr/>.

### LES EFFECTIFS ELIGIBLES A L'ACS ET LES BENEFICIAIRES :

Lors de son instauration par la loi du 13 août 2004, l'aide à l'acquisition d'un contrat de couverture complémentaire concernait les ménages dont les revenus se situaient entre le plafond de la CMU-C et ce plafond majoré de 15%. Selon le rapport du Haut Conseil à l'Avenir de l'Assurance Maladie (HCAAM, 2005, p64), 2 millions de personnes étaient dans le champ des ressources éligibles en 2005. Le champ des personnes éligibles a été étendu en 2006 dans le cadre du Projet de Loi de Financement de la Sécurité Sociale de 2007 aux ménages dont les revenus se situaient entre le plafond majoré de la CMUC et ce plafond majoré de 20%. L'extension devait correspondre à 650 000 personnes éligibles supplémentaires selon le rapport du HCAAM (HCAAM, 2006, p38), la Commission des Comptes de la sécurité sociale du 26 septembre 2006 prévoyant jusqu'à 2,9 millions de personnes éligibles au dispositif étendu. Cependant, le nombre d'éligibles initialement évoqué était largement surestimé puisque seules sont concernées les personnes non couvertes dans le cadre d'un contrat collectif par leur employeur ou celui d'un membre de leur famille. Or, on peut estimer que 15% des individus éligibles à l'ACS sont couverts par un contrat collectif si l'on approxime la population éligible à l'ACS par la population non couverte par la CMU-C appartenant au premier décile de niveau de vie, cette estimation passant à 23% si la population éligible est approximée par le deuxième décile de niveau de vie (Arnould et Vidal, 2008). Ainsi, le HCAAM révisait en 2007 la cible potentielle à 2,2 millions de personnes (HCAAM, 2007, p41).

Graphique A

#### Nombre de bénéficiaires ayant utilisé leur attestation



Lecture : En France, en août 2005, 113 731 bénéficiaires de l'ACS avaient utilisé leur attestation.

Source : Graphique des auteurs à partir des données du Fonds CMU, 2011b, juillet 2011.

## 2. QUESTIONS DE METHODE :

Etudier le non recours à une prestation sous condition de ressources, c'est se heurter à deux écueils. En premier lieu celui de la constitution d'un échantillon d'individus ou de ménages éligibles. Cette difficulté est particulièrement sévère dans le cas de l'ACS compte tenu de l'étroitesse de la cible visée par la prestation. Les données d'enquêtes en population générale ne peuvent fournir d'échantillons de taille suffisante. En outre, l'identification de la population éligible est rendue très ardue en raison de la richesse et de la précision de l'information à recueillir pour mettre en œuvre les critères d'éligibilité présidant à l'examen des dossiers par les administrations compétentes<sup>6</sup>. Cette difficulté d'identification rend très difficile la réalisation d'une large enquête représentative de la population éligible.

L'autre écueil est de nature très différente, il tient à la révélation des motifs de non recours. Sous l'hypothèse que nous puissions constituer un échantillon d'étude, il est possible de distinguer la sous population bénéficiaire de la prestation étudiée de celle n'y ayant pas recours. On peut alors espérer inférer de la comparaison de ces deux sous-populations les motifs de non recours (informationnel, économique). On peut associer la proximité d'un ménage à l'information pertinente au bénéfice présent ou passé d'autres prestations publiques, comme par exemple le bénéfice passé de la CMU-C. On peut aussi supposer que les ménages les moins sensibles au chèque santé sont ceux dont les revenus sont les plus faibles en raison de consommations incompressibles (c'est-à-dire faire l'hypothèse que l'élasticité de la demande au prix croît avec le revenu)<sup>7</sup>. Mais, d'une part, la révélation des motifs est nécessairement indirecte, d'autre part, sur des cibles étroites comme celle de l'ACS, la population éligible est très homogène, notamment du point de vue économique, ce qui laisse peu d'espoir d'obtenir des résultats.

Il est également possible de révéler directement les motifs de non recours en interrogeant les individus enquêtés<sup>8</sup> mais il s'agit alors de réponses subjectives sensibles à la formulation des questions, utiles en elles-mêmes car permettant de dresser un panorama des motifs invoqués, mais qui ne renseignent qu'indirectement sur les effets attendus d'une campagne d'information ou d'une revalorisation du montant de l'aide.

---

<sup>6</sup> L'ACS dont le bénéfice suppose, à l'instar de la CMU-C, l'examen de l'ensemble des ressources du ménage (revenus du travail, du capital, prestations sociales, pensions reçues, y compris les avantages en nature procurés par le fait de disposer d'un logement valorisé de manière forfaitaire), sur les douze mois précédant la demande, n'échappe pas à cette difficulté.

<sup>7</sup> Une méthode alternative consiste à identifier en population générale les élasticités-prix de la demande d'assurance et à en inférer l'impact attendu du chèque santé. Ceci suppose soit de pouvoir s'appuyer sur des données rassemblant des prix de contrats hétérogènes (voir les travaux sur données américaines : Auerbach et al., 2006, Thomas, 1995), soit d'introduire de fortes hypothèses de modélisation (comme Grignon et Kambia-Chopin, 2009, qui s'appuie sur une fonction d'utilité liant effet revenu et effet prix).

<sup>8</sup> Voir Wittwer et al., 2010, pour une analyse du non recours à l'ACS sur données d'enquête.



Dans cette étude, nous adoptons une démarche directe d'évaluation des politiques publiques qui consiste à mesurer les effets sur le recours à l'ACS d'une modification du dispositif d'aide public. La mise en œuvre d'une telle approche suppose bien sûr que l'on puisse observer de telles modifications. Comme on le constate à la lecture de l'encadré 1, ceci a été le cas à plusieurs reprises depuis l'instauration de cette prestation en 2005, notamment concernant le montant du chèque. L'évaluation de ces aménagements aurait cependant demandé de s'appuyer sur l'observation d'une population témoin placée à l'écart des nouvelles règles. En effet, une comparaison avant/après du taux de recours à l'ACS est insuffisante du simple fait que le taux de recours à l'ACS poursuit une dynamique propre, indépendante des modifications législatives introduites, qu'il est impossible de prendre en compte de manière robuste sans observer une population témoin. Cette remarque est d'autant plus importante que l'ACS est un dispositif jeune, dont le taux de recours n'est pas stabilisé (voir graphique A, encadré 2).

En fait, l'évaluation rigoureuse de l'impact d'une mesure ou d'une politique publique sur le comportement d'un individu nécessiterait de pouvoir comparer le comportement d'un individu ayant bénéficié de cette mesure et le comportement qu'il aurait eu s'il n'en n'avait pas bénéficié. Ceci est bien sûr impossible sur la simple observation du comportement des individus une fois la mesure mise en place, puisque soit les individus en bénéficient, soit ils n'en bénéficient pas. Le modèle de résultats potentiels ou le cadre dit de Roy-Rubin (Roy, 1951 ; Rubin, 1974, voir encadré 3) montre qu'il est toutefois possible d'inférer comment un individu se serait comporté s'il n'avait pas bénéficié d'une mesure dans un cadre expérimental, solution que nous avons adoptée ici.

Le principe de cette expérimentation sociale est simple : identifier des ménages éligibles à l'ACS (ou plus précisément susceptibles de l'être) et constituer aléatoirement des groupes qui se verront proposer des chèques santé d'un montant différent ainsi que des accès différenciés à l'information. La constitution aléatoire des groupes permet alors de mesurer de manière robuste l'effet du montant du chèque et de l'accès à l'information. En effet, la parfaite homogénéité des groupes, en dehors du dispositif qu'il leur a été proposé, garantit que toutes les différences de comportements observées peuvent être attribués aux différences de dispositif.

Ce type d'expérimentation contrôlée nécessite la participation active des institutions concernées et de ce fait se révèle particulièrement coûteuse tant pour l'équipe en charge de l'évaluation que des institutions parties prenantes. Compte tenu des moyens mis en œuvre dans cette étude, l'expérimentation a été conduite au niveau local, celui de la Caisse Primaire d'Assurance Maladie (CPAM) de Lille-Douai précisément.

### Encadré 3

#### LE MODELE DE ROY-RUBIN

Evaluer l'impact d'une mesure ou d'une politique publique sur le comportement d'un individu nécessite de pouvoir inférer comment l'individu se serait comporté s'il n'avait pas bénéficié de cette mesure. Le cadre d'analyse qui formalise ce problème est le modèle de résultats potentiels ou le cadre dit de Roy-Rubin (Roy, 1951 ; Rubin, 1974).

Ce modèle repose sur l'hypothèse qu'un individu ait accès à un traitement. Généralement le traitement correspond à une politique publique mise en place dont on souhaite évaluer l'impact. Pour cela, on définit une variable aléatoire  $T$  représentant l'accès au traitement et prenant la valeur 1 lorsque l'individu  $i$  bénéficie du traitement ( $T_i = 1$ ) et la valeur 0 lorsqu'il n'en bénéficie pas ( $T_i = 0$ ).

Afin de mesurer l'impact du traitement, sur la variable de résultat  $Y$ , on note  $Y_{1i}$  la valeur de  $Y$  lorsque l'individu  $i$  bénéficie du traitement et  $Y_{0i}$  lorsque ce même individu  $i$  ne bénéficie pas du traitement.

L'effet propre (ou causal) du traitement pour l'individu  $i$ , noté  $\Delta_i$ , peut alors s'écrire comme la différence entre ses deux variables de résultats potentiels :  $\Delta_i = Y_{1i} - Y_{0i}$ . L'effet propre du traitement pour un individu donné n'est cependant pas observable par l'économètre : quand l'individu  $i$  bénéficie du traitement, seul  $Y_{1i}$  est observé car  $Y_{0i}$ , i.e. la valeur de  $Y$  qui aurait été observée si l'individu n'avait pas été traité n'est pas observable.  $Y_{0i}$  représente alors le résultat contrefactuel. De même, quand l'individu  $i$  ne reçoit pas le traitement,  $Y_{0i}$  est observé et  $Y_{1i}$  ne l'est pas.

Le modèle de Roy-Rubin définit plusieurs paramètres permettant d'évaluer l'effet causal d'une mesure. Le paramètre le plus répandu dans la littérature est l'effet moyen du traitement sur la population qui en bénéficie (Average Treatment Effect on the Treated (ATT)). Plus précisément, on souhaite mesurer comment le traitement affecte en moyenne la variable de résultat par rapport à ce qu'elle serait si les personnes traitées n'avaient pas eu le traitement. Soit formellement,

$$\Delta_{ATT} = E[Y_1 - Y_0 \mid T = 1] = E[Y_1 \mid T = 1] - E[Y_0 \mid T = 1]$$

Comme le contrefactuel  $E[Y_0 \mid T = 1]$  est inobservable, l'objectif est de lui trouver le meilleur substitut possible afin d'estimer sans biais l'ATT. Or, utiliser la moyenne de la variable de résultat sur les non traités  $E[Y_0 \mid T = 0]$  pour approximer le contre-factuel n'est habituellement pas une bonne solution car la variable d'affectation au traitement et la variable de résultat ne sont en général pas indépendantes si par exemple les individus qui ont un  $\Delta_i$  positif participent plus souvent au traitement que les autres. Autrement dit, il existe un biais d'auto-sélection potentiel (ceux qui bénéficient du traitement sont ceux qui ont le plus à y gagner) égal à :

$$E[Y_1 \mid T = 1] - E[Y_0 \mid T = 0] = \Delta_{ATT} + E[Y_0 \mid T = 1] - E[Y_0 \mid T = 0]$$

Par conséquent, l'estimation de l'ATT est sans biais si et seulement si  $E[Y_0 \mid T = 1] - E[Y_0 \mid T = 0] = 0$  (ou encore si ( $Y_0 \perp T$ ))

On peut également s'intéresser à l'effet moyen du traitement sur l'ensemble la population (Average treatment effect (ATE)) :

$$\Delta_{ATE} = E[Y_1 - Y_0]$$

Dans ce cas, les deux contrefactuels doivent être approximés et la condition d'indépendance entre le traitement et le résultat porte alors sur les deux variables de résultats potentiels ; ( $Y_1, Y_0 \perp T$ ).

Dans le cadre d'une expérimentation sociale où le traitement est assigné de manière aléatoire, la variable de résultat et la variable de traitement sont indépendantes par construction, tant du point de vue des variables observables que des variables inobservables : on a donc  $E[Y_0 \setminus T = 1] = E[Y_0 \setminus T = 0] = E[Y_0]$  et  $E[Y_1 \setminus T = 1] = E[Y_1 \setminus T = 0] = E[Y_1]$ .

Nous pouvons ainsi estimer l'effet moyen du traitement simplement en calculant la différence de moyenne de la variable de résultat entre le groupe traité et le groupe témoin :  $\Delta = E[Y_1 \setminus T = 1] - E[Y_0 \setminus T = 0] = \Delta_{ATE} = \Delta_{ATT}$ .

De ce fait, si on observe une différence significative de la variable de résultat entre les groupes, cette différence est exclusivement attribuable au traitement.

On peut vérifier que les résultats bruts de l'expérimentation sont confirmés par l'estimation économétrique de l'effet de l'appartenance à chacun des groupes en contrôlant par les caractéristiques observées des assurés (voir annexe 1).

### 3. L'EXPERIMENTATION :

Cette expérimentation sociale élaborée par l'université Paris-Dauphine a été mise en œuvre à la CPAM de Lille-Douai car celle-ci offrait, avant la mise en place de l'expérimentation, une prise en charge spécifique aux assurés sociaux se présentant à ses bureaux pour bénéficier de la CMU-C et relevant en fait de l'ACS. Au cours d'une réunion d'information à laquelle ils étaient invités, une majoration du montant du chèque santé financée sur le fonds de l'aide sociale leur était proposée. Ce dispositif d'aide spécifique visait donc à améliorer le recours à l'ACS mais ne concernait pas l'ensemble de la population éligible à l'ACS. Seules les personnes souhaitant bénéficier de la CMU-C, ayant essuyé un refus en raison de ressources trop élevées et ayant effectivement participé à la réunion d'information à laquelle elles étaient invitées pouvaient en bénéficier. En janvier 2009, la CPAM de Lille-Douai a accepté de mettre en œuvre une expérimentation sociale que nous avons élaborée afin de tester la généralisation à un échantillon de la population éligible d'une majoration de l'aide et de la conduite de réunions d'information, sur la base de ses pratiques antérieures.

Cette expérimentation s'est appuyée sur la campagne nationale d'information sur le dispositif ACS par courrier lancée en 2008, concrètement organisée au niveau de chaque CPAM. L'ensemble des assurés sociaux potentiellement éligibles à l'ACS et relevant de la CPAM de Lille-Douai ont été identifiés à la fin de l'année 2008 sur la base de leurs ressources de l'année 2006 ayant donné droit à des prestations par la Caisse d'allocations familiales de Lille (CAF) en 2008 à l'aide d'une requête informatique originellement conçue par

l'Observatoire des non-recours aux droits et services de Grenoble (Odenore) (Revil, 2008). Parmi l'ensemble des assurés sociaux de la CPAM de Lille-Douai potentiellement éligibles à l'ACS n'ayant pas fait valoir leur droit à la fin de l'année 2008, 4209 personnes ont été aléatoirement sélectionnées pour participer à cette expérimentation (voir encadré 4).

#### **IDENTIFICATION DES ASSURES ET DEFINITION DE LA POPULATION EXPERIMENTEE**

La population expérimentée se compose d'assurés de la CPAM de Lille-Douai identifiés comme potentiellement éligibles à l'ACS à partir de leurs ressources 2006. La requête informatique sur les fichiers de la CAF élaborée dans le cadre de la campagne nationale d'information sur le dispositif ACS lancée en 2008 a été utilisée. Cette requête a été lancée sur les fichiers de la CAF dans la métropole Lilloise en décembre 2008. Sur la base de la déclaration de leurs ressources de l'année 2006 ayant donné droit à des prestations délivrées en 2008 par la CAF de Lille, elle a permis d'identifier 7436 personnes potentiellement éligibles à l'ACS et n'ayant pas fait valoir leur droit. Cette population éligible a été réduite par échantillonnage aléatoire pour définir une population d'expérimentation comprenant 5000 assurés répartis entre trois groupes<sup>1</sup>.

La même requête informatique a été conduite dans l'ensemble des CPAM dans le but d'informer de leur droit l'ensemble de la population potentiellement éligible à l'ACS. Une requête affinée est aujourd'hui effectuée chaque mois par les CAF qui transmettent aux CPAM un fichier de nouveaux éligibles potentiels. Il est important de souligner qu'en utilisant les fichiers de la CAF pour identifier les éligibles potentiels, nous restreignons l'analyse aux assurés sociaux bénéficiant d'une prestation sociale de la CAF. Sans pouvoir avancer de chiffre précis, il est vraisemblable que l'échantillon ainsi sélectionné soit largement représentatif de la population éligible. Néanmoins, nous sélectionnons une population déjà recourante à l'aide publique, ce qui écarte de fait la population « systématiquement » non-recourante aux prestations publiques ainsi que la population éligible à l'ACS et non éligibles aux prestations de la CAF (les personnes âgées propriétaires de leur logement par exemple).

Il faut garder à l'esprit que l'éligibilité à l'ACS s'évalue au regard des ressources du ménage et que la prestation elle-même est une prestation attribuée au ménage. Par ailleurs, certains ménages (les couples bi-actifs en particulier) sont composés de plusieurs assurés sociaux identifiés par la CAF comme potentiellement éligibles. Comme les courriers nationaux pour informer les assurés sur le dispositif ACS, sont envoyés par la CPAM à chaque assuré, certains ménages ont reçu plusieurs courriers. Dans notre cadre expérimental, cette éventualité est problématique. En effet, deux assurés sociaux affectés aléatoirement dans des groupes différents mais appartenant au même ménage, peuvent avoir reçu deux propositions d'aide différentes. Afin de corriger ce biais de contamination, nous avons retiré de l'analyse tous les assurés sociaux expérimentés appartenant à un même ménage et ayant reçu des courriers différents. Par ailleurs, nous avons retenu aléatoirement un assuré au sein des ménages dans lesquelles plusieurs assurés sociaux expérimentés ont reçus le même courrier. En conséquence, les assurés sociaux appartenant à un ménage bi-actif sont globalement sous représentés mais identiquement sous-représentés dans chaque groupe. L'échantillon des individus expérimentés est ainsi réduit à 4209 assurés sociaux.

<sup>1</sup> L'échantillon a été réduit à une population de 5000 assurés pour des raisons financières.

Les individus du premier groupe (1394 assurés), correspondant au groupe témoin, ont reçu un courrier<sup>9</sup> (fin janvier 2009) les informant du dispositif national de l'ACS en vigueur à cette date; les individus du deuxième groupe (1412 assurés), correspondant au premier groupe traité (groupe traité 1), ont reçu le même type de courrier (début février 2009) stipulant un montant majoré du chèque santé; les individus du troisième groupe (1403 assurés), correspondant au deuxième groupe traité (groupe traité 2), se sont vu proposer par courrier (en février/mars 2009) la même majoration du chèque santé et une invitation à une réunion d'information à la CPAM de Lille-Douai formalisée par l'envoi d'un second courrier la semaine suivante<sup>10</sup>. La majoration de l'aide correspond à une augmentation de 62,5% à 75% du montant de l'aide nationale selon le groupe d'âge, les montants d'aide offerts à chaque groupe étant récapitulés dans le tableau 1.<sup>11</sup>

Tableau 1

**Montants d'ACS offerts dans le cadre de l'expérimentation**

Groupe	Montants offerts par personne		
	<i>Moins de 25 ans</i>	<i>Entre 25 et 59 ans</i>	<i>60 ans et plus</i>
<b>Témoin</b>	100€	200€	400€
<b>Traité 1 &amp; Traité 2</b>	175€	350€	650€

Lecture : Les ménages affectés au groupe témoin ont reçu une proposition d'ACS d'un montant de 100€ pour chaque personne de moins de 25 ans, 200€ pour chaque personne âgée entre 25 et 59 ans et 400€ pour chaque membre du ménage de 60 et plus.

Champ : Ensemble de la population expérimentée.

Source : Données des auteurs.

Les courriers envoyés par la CPAM étaient accompagnés des formulaires que les éligibles potentiels étaient invités à retourner pour évaluation de leur éligibilité effective à l'ACS. En effet, les fichiers transmis par la CAF ne permettaient de cibler que la population susceptible d'être éligible sans garantir que les ménages le soient effectivement, puisque, comme précisé plus haut, les fichiers de la CAF ont été constitués sur la base des revenus de

<sup>9</sup> Les courriers reçus par les personnes expérimentées sont présentés dans Wittwer et al., 2010.

<sup>10</sup> Les autres CPAM ont transmis à l'ensemble des éligibles potentiels identifiés par les CAF le courrier transmis au groupe témoin. De même, les ménages identifiés par la CAF de Lille et n'ayant pas été sélectionnée dans la population d'expérimentation ont également reçu le courrier transmis aux assurés du groupe témoin.

<sup>11</sup> Il est important de noter que la majoration du chèque proposée est transitoire, elle est d'une durée de deux ans et le chèque est diminué de moitié la deuxième année (à l'instar de l'aide exceptionnelle à l'œuvre à la CPAM de Lille). Les majorations expérimentées sont celles qui étaient proposées par la CPAM de Lille, ce qui explique le caractère non homogène du taux de majoration.

l'année 2006 et des allocations perçues en 2008 alors que l'éligibilité à l'ACS est déterminée sur les ressources des douze derniers mois.

Les réunions d'information se sont tenues en amont, avant instruction par la CPAM des dossiers. Une douzaine de réunions ont été organisées de février à avril 2009, au rythme d'environ deux réunions par semaine le jeudi matin et le samedi matin. C'est la raison pour laquelle les courriers du deuxième groupe traité ont été envoyés par vagues successives sur deux mois afin de pouvoir gérer le flux des ménages répondant favorablement à l'invitation à la réunion d'information.

Ces réunions d'information visaient à informer les assurés sociaux sur le dispositif de l'ACS et les formalités nécessaires pour en bénéficier. Elles étaient conduites par une assistance sociale rémunérée spécifiquement pour cette tâche et ont été observées par une anthropologue<sup>12</sup>. Par ailleurs, les services de la CPAM ont été sollicités pour organiser l'envoi des courriers propres à l'expérimentation et collecter les informations concernant le retour des dossiers et les notifications ACS<sup>13</sup>.

Le retour des dossiers à la CPAM et les notifications effectives d'ACS ont été observés entre le 21 janvier (date de l'envoi de la première vague des courriers) et le 30 juillet 2009 (date de fin de l'expérimentation) par le service des prestations de la CPAM de Lille-Douai. Les données recueillies par la CPAM permettent de connaître pour chaque assuré appartenant à l'échantillon expérimenté : son groupe d'appartenance ; si un dossier de demande ACS a été complété et adressé ou non à la CPAM ; si après examen du dossier, l'ACS a été notifiée ou non par les services de la CPAM, c'est-à-dire si l'ACS a été accordée ; en cas de refus, si celui-ci est motivé par des ressources trop élevées ou au contraire trop faibles, ce qui a conduit à ouvrir les droits à la CMU-C. Enfin, pour les assurés appartenant au groupe traité 2, l'information sur la venue à la réunion a été conservée.

Ces données ont ensuite été appariées aux données administratives de la CPAM, contenant des informations sur l'âge, le sexe, le régime de remboursement au 31 décembre 2008 (actif, retraité, bénéficiaire d'une pension d'invalidité, d'une rente ou de l'allocation adulte handicapé (AAH), bénéficiaire d'une ALD), les dépenses de soins ambulatoires en 2008, ainsi que sur le statut vis-à-vis de la complémentaire santé avant le début de l'expérimentation et le fait d'avoir bénéficié de la CMUC en 2007 (voir encadré 5).

---

<sup>12</sup> On trouvera dans Wittwer et al. (2010) une description et l'analyse anthropologique qualitative des réunions. L'encadré 6 rend compte des principales conclusions.

<sup>13</sup> On peut se référer à Wittwer et al. (2010) pour plus d'informations sur le personnel mobilisé à la CPAM de Lille-Douai pour la mise en œuvre pratique de l'expérimentation et une analyse qualitative de leur opinion sur l'expérimentation.

Encadré 5

### LES DONNEES ADMINISTRATIVES DE LA CPAM

Pour chaque assuré expérimenté, nous disposons d'informations enregistrées par la CPAM de Lille avant le début de l'expérimentation (fin 2008). Il s'agit de caractéristiques socio-démographiques, mais aussi du régime de l'assuré à la CPAM, son profil par rapport aux soins et aux remboursements, et s'il bénéficie d'une couverture complémentaire.

#### **Caractéristiques socio-démographiques :**

Le sexe de l'assuré et son âge au 1<sup>er</sup> janvier 2009. Si l'assuré a un ou des ayant-droit(s) de moins de 3 ans en 2008.

#### **Le régime CPAM**

La CPAM définit différents régimes en fonction de la situation professionnelle ou personnelle de l'assuré. Nous les avons regroupés comme suit au 31 décembre 2008 :

- *Actif* : Il s'agit des salariés du privé et des établissements publics ainsi que les artistes du spectacle, les artistes auteurs et les praticiens et auxiliaires médicaux, en emploi ou au chômage.
- *Invalide* : Concerne (1) les bénéficiaires d'une pension d'invalidité (incapacité de reprendre son travail après un accident ou une maladie invalidante d'origine non professionnelle), (2) les bénéficiaires d'une rente dans le cadre d'une maladie professionnelle ou à la suite d'un accident du travail, (3) les bénéficiaires d'une Allocation aux adultes handicapés (AAH) (cf. CAF)
- *Retraité* : Il s'agit des bénéficiaires d'une pension de retraite ou d'une pension de réversion..

#### **Les dépenses de soins en 2008 :**

Nous disposons pour chaque assuré des dépenses de soins totales en ambulatoire remboursées par la CPAM en 2008. Le système d'information ne permet pas encore aujourd'hui de collecter des informations précises sur les consommations individuelles à l'hôpital.

#### **La prise en charge à 100% dans le cadre d'une Affection Longue Durée (ALD):**

De même les données de remboursements de la CPAM nous renseignent si l'assuré bénéficie d'une prise en charge à 100% dans le cadre d'une ALD pour l'année 2008.

#### **La couverture complémentaire :**

La CPAM a non seulement des informations sur les bénéficiaires de la CMUC, nous avons retenu l'information relative au bénéfice de la CMUC au cours de l'année 2007, mais sait également si l'assuré est couvert par une complémentaire santé (CS). La norme informatique d'échange d'informations NOEMIE (Norme Ouverte d'Echange entre la Maladie et les Intervenants Extérieurs) entre l'assurance maladie et les organismes de CS permet de collecter de telles informations. Il faut noter cependant que tous les organismes de CS ne sont pas affiliés à NOEMIE ce qui conduit à une sous estimation du taux de recours à une CS.

La lecture du tableau 2 offre une première description des données rassemblées. On vérifie, en premier lieu, que la constitution aléatoire des groupes expérimentés conduit à des



distributions des variables observées très similaires<sup>14</sup>. Les assurés sociaux constituant l'échantillon sont, à part égale, des hommes et des femmes, 15% ont au moins un ayant-droit de moins de 3 ans<sup>15</sup>. Une grande proportion d'entre eux, près de 80%, sont âgés de 25 à 59 ans alors que les moins de 25 ans représentent moins de 10% de chaque groupe. Si l'on considère le régime de l'assuré, 60% sont actifs, près de 25% sont bénéficiaires d'une pension d'invalidité et 15% disposent d'une pension de retraite. On note enfin que le mois précédent l'expérimentation, en décembre 2008, un assuré sur trois n'est pas couvert par une complémentaire santé<sup>16</sup> et 50% de la population expérimentée ont engagées des dépenses supérieures à 700 euros en 2008.

#### 4. EVALUATION DES TRAITEMENTS :

L'ensemble de ces données rassemblées permet d'évaluer les effets de l'envoi des courriers spécifiques aux individus des groupes traités sur le recours à l'ACS. Par commodité de langage, nous parlerons par la suite des effets des « traitements » (soit de la majoration du chèque santé, traitement 1, soit de la majoration du chèque santé avec invitation à une réunion, traitement 2) et de la « réaction aux traitements » des assurés sociaux.

Pour évaluer l'efficacité des traitements, nous focalisons notre attention sur deux variables d'intérêt : le taux de retour de dossiers par rapport au nombre de dossiers envoyés et le taux d'ACS notifiées, c'est-à-dire la proportion de chèque santé délivrés par la CPAM de Lille par rapport au nombre de dossiers envoyés. La constitution aléatoire des groupes traités et du groupe témoin autorise des comparaisons directes des variables d'intérêt afin d'évaluer les effets des traitements (voir encadré 6). Ainsi, la comparaison du nombre de dossiers retournés à la CPAM et du nombre d'ACS effectivement accordées entre le groupe témoin et le groupe traité 1 permet de tester l'effet de la majoration du chèque santé ; d'autre part, la comparaison de ces indicateurs entre le groupe traité 1 et traité 2 permet de tester l'effet de l'invitation à la réunion d'information.

---

<sup>14</sup> Les tests de Chi deux effectués ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle d'identité des distributions.

<sup>15</sup> Il est important de noter que nous n'observons ici que la « grappe » d'ayants droit et non la composition du ménage.

<sup>16</sup> Ce taux est bien supérieur aux évaluations sur données d'enquête pour ce type de population (Ce taux est de 19% si on approxime la population par le premier décile de revenu et de 14% pour le deuxième décile (Arnould et Vidal, 2008)). La montée en charge progressive de la norme d'échange dispositif NOEMIE explique certainement pour une partie cette différence : tous les organismes de complémentaire santé ne participant pas en décembre 2008 à ce système de collecte d'information.

Tableau 2

**Caractéristiques des assurés avant l'expérimentation**

	<b>Groupes</b>							
	<i>Témoïn</i>		<i>Traité 1</i>		<i>Traité 2</i>		<i>Total</i>	
<b>Age de l'assuré</b>								
<i>Moins de 25 ans</i>	105	7,5%	113	8,0%	108	7,7%	326	7,8%
<i>25-59 ans</i>	1048	75,2%	1056	74,8%	1040	74,1%	3144	74,7%
<i>60 ans et plus</i>	241	17,3%	243	17,2%	255	18,2%	739	17,6%
<b>Sexe de l'assuré</b>								
<i>Homme</i>	679	48,7%	691	48,9%	693	49,4%	2063	49,0%
<i>Femme</i>	715	51,3%	721	51,1%	710	50,6%	2146	51,0%
<b>Ayant-droit de moins de 3 ans</b>								
<i>Non</i>	1188	85,2%	1201	85,1%	1186	84,5%	3575	84,9%
<i>Oui</i>	206	14,8%	211	14,9%	217	15,5%	634	15,1%
<b>Régime de l'assuré</b>								
<i>Actif</i>	845	60,6%	857	60,7%	865	61,5%	2567	61,0%
<i>Invalide</i>	339	24,3%	349	24,7%	338	24,1%	1026	24,4%
<i>Retraité</i>	210	15,1%	206	14,6%	200	14,3%	616	14,6%
<b>Dépenses en soins ambulatoires en 2008</b>								
<i>0€ à 200€</i>	374	26,8%	350	24,8%	362	25,8%	1086	25,8%
<i>200€ à 700€</i>	342	24,5%	366	25,9%	356	25,4%	1064	25,3%
<i>700€ à 2000€</i>	339	24,3%	334	23,7%	358	25,5%	1031	24,5%
<i>&gt;=2000€</i>	339	24,3%	386	25,6%	327	23,3%	1028	24,4%
<b>Soins en ALD en 2008</b>								
<i>Non</i>	1233	88,5%	1251	88,6%	1235	88,0%	3719	88,4%
<i>Oui</i>	161	11,6%	161	11,4%	168	12,0%	490	11,6%
<b>Complémentaire santé en décembre 2008</b>								
<i>Non</i>	467	33,5%	477	33,8%	480	34,2%	1424	33,8%
<i>Oui</i>	927	66,5%	935	66,2%	923	65,8%	2785	66,2%
<b>CMUC en décembre 2007</b>								
<i>Non</i>	1296	93,0%	1312	92,9%	1312	93,5%	3920	93,1%
<i>Oui</i>	98	7,0%	100	7,1%	91	6,5%	289	6,9%
<b>Total</b>	1394	100,0%	1412	100,0%	1403	100,0%	4209	100,0%

Lecture : Dans le groupe témoin, 105 (7,5%) assurés sont âgés de moins de 25 ans au 1<sup>er</sup> janvier 2009.

Champ : Ensemble de la population expérimentée.

Source : Données et calculs des auteurs.

## EFFET FAIBLE MAIS SIGNIFICATIF DE LA MAJORATION DU CHEQUE SANTE SUR LE RECOURS A L'ACS :

La réaction des assurés expérimentés à l'envoi des courriers par la CPAM de Lille est tout d'abord mesurée par le nombre de dossiers complets retournés à la CPAM. Sur les 4209 assurés, 701 dossiers complets ont été réceptionnés et ont fait l'objet d'une suite, soit un taux de retour de 17% (tableau 3). Le taux de retour est globalement assez modeste.

La lecture du tableau 3 permet également de comparer les taux de retour par groupe. Pour le groupe témoin, 16% des assurés ont retourné un dossier complet pour obtenir l'ACS (soit 222 dossiers). Les assurés s'étant vu proposer uniquement l'aide majorée (groupe traité 1) ont significativement plus souvent complété un dossier que les assurés du groupe témoin (au seuil de significativité de 5%) avec 18,6% de taux de retours. La majoration du chèque santé semble ainsi avoir un impact sur la probabilité de déposer un dossier, bien que cet impact soit limité.

Tableau 3

### Taux de retour de dossiers complets par groupe

	Dossiers complets		IC 95%	Nombre d'assurés	
<b>Témoin</b>	222	15,9%	(14,0% ; 17,8%)	1394	100,0%
<b>Traité 1</b>	262	18,6%	(16,5% ; 20,6%)	1412	100,0%
<b>Traité 2</b>	217	15,5%	(13,6% ; 17,4%)	1403	100,0%
<i>Avec réunion</i>	35	28,0%	(20,0% ; 36,0%)	125	100,0%
<i>Sans réunion</i>	182	14,2%	(12,3% ; 16,2%)	1278	100,0%
<b>Total</b>	701	16,7%	(15,5% ; 17,8%)	4209	100,0%

Lecture : Dans le groupe témoin, parmi les 1394 assurés, 222 (15,9%) ont retourné un dossier complet de demande d'ACS.

Champ : Ensemble de la population expérimentée.

Source : Données et calculs des auteurs.

Cet impact peut être mesuré par l'élasticité de la probabilité de déposer un dossier complet par rapport au montant du chèque. Cette élasticité est calculée comme le rapport du taux de croissance de la probabilité de retourner un dossier complet entre le groupe témoin et le groupe 1 d'une part, et du taux de croissance du montant du chèque santé entre le montant national et le montant majoré pour les moins de 60 ans<sup>17</sup>. Elle s'établit à 0,22 (tableau 6). Cet indicateur rend compte de la sensibilité des assurés sociaux au montant du chèque

<sup>17</sup> Nous adoptons un taux de croissance du chèque de 75% alors que ce taux s'élève à 62,5% pour les plus de 60 ans. Nous faisons ainsi le choix du calcul d'une élasticité globale minorée plutôt que le calcul d'élasticité par tranche d'âge car le faible effectif des plus de 60 ans ne permet pas de calculer une élasticité avec suffisamment de précision.

santé, et montre ici qu'une augmentation du chèque santé de 10% augmente la probabilité de compléter un dossier de 2,2%.

SEULE LA MOITIE DES INDIVIDUS AYANT COMPLETE UN DOSSIER SE VOIT DELIVRER UN CHEQUE SANTE :

Au-delà des dossiers complétés, on peut s'interroger sur la proportion des individus ayant reçu un chèque santé dans le cadre de l'expérimentation. En effet, l'ACS n'a pas été accordée par la CPAM à tous les assurés ayant renvoyé un dossier, en raison de ressources en dehors des seuils d'éligibilité.

Au total, 55% des dossiers retournés complets ont donné droit à l'ACS (tableau 4), 10% ont donné droit à la CMU-C car les ressources des ménages étaient inférieures au seuil d'éligibilité de l'ACS et 36% ont été refusés pour cause de ressources trop élevées (tableau 5). Parmi les 4209 assurés inclus dans l'expérimentation, 9 % ont donc effectivement obtenu l'ACS, 2 % la CMU-C, 6 % se sont vu refuser l'ACS et la CMU-C et 83% n'ont fait aucune demande.

La comparaison du nombre d'ACS effectivement accordées selon les groupes conduit à des conclusions assez comparables à celles tirées de l'analyse du nombre de dossiers retournés. Néanmoins, l'écart entre le groupe témoin et le groupe traité 1 est sensiblement accentué. Le taux d'accords ACS par rapport au nombre d'assurés expérimentés est ainsi de 11% dans le groupe traité 1 contre 8% dans le groupe témoin. L'élasticité de la probabilité, définie comme le rapport du taux de croissance de la probabilité d'obtenir l'ACS et du taux de croissance du montant du chèque entre les groupes témoin et traité 1, s'établit à 0,49 (tableau 6), soit un niveau sensiblement plus élevé que celle calculée sur la base des taux de retour des dossiers complets.

Tableau 4

**ACS accordées par groupe**

	<b>Effectifs</b>	<b>% par rapport au nombre total d'assurés expérimentés</b>	<b>IC 95%</b>	<b>% par rapport au nombre de dossiers complets</b>	<b>IC 95%</b>
<b>Témoin</b>	110	7,9%	(6,5% ; 9,3%)	49,6%	(42,9% ; 56,2%)
<b>Traité 1</b>	152	10,8%	(9,1% ; 12,4%)	58,0%	(52,0% ; 64,0%)
<b>Traité 2</b>	125	8,9%	(7,4% ; 10,4%)	57,6%	(51,0% ; 64,2%)
<i>Avec réunion</i>	22	17,6%	(10,8% ; 24,4%)	62,9%	(46,0% ; 79,6%)
<i>Sans réunion</i>	103	8,1%	(6,6% ; 9,6%)	56,6%	(49,3% ; 63,9%)
<b>Total</b>	387	9,2%	(8,3% ; 10,1%)	55,2%	(51,5% ; 58,9%)

Lecture : Parmi les 1394 assurés du groupe témoin, 110 ont eu droit à l'ACS, soit 7,9% des courriers envoyés et 49,6% des dossiers complétés.

Champ : Ensemble de la population expérimentée.

Source : Données et calculs des auteurs.

Tableau 5

**Les motifs de refus d'accord ACS**

	<b>CMU-C (ressources &lt; plafond)</b>			<b>ressources &gt; plafond</b>		
	<i>Effectifs</i>	<i>% par rapport au nombre d'assurés expérimentés</i>	<i>% par rapport au nombre de dossiers complets</i>	<i>Effectif</i>	<i>% par rapport au nombre d'assurés expérimentés</i>	<i>% par rapport au nombre de dossiers complets</i>
<b>Témoin</b>	25	1,8%	11,3%	87	6,2%	39,2%
<b>Traité 1</b>	25	1,8%	9,5%	85	6,0%	32,4%
<b>Traité 2</b>	21	1,5%	9,7%	71	5,1%	32,7%
<i>Avec Réunion</i>	2	1,6%	5,7%	11	8,8%	31,4%
<i>Sans réunion</i>	19	1,5%	10,4%	60	4,7%	33,0%
<b>Total</b>	71	1,7%	10,1%	241	5,8%	34,7%

Lecture : Pour le groupe témoin, 25 assurés ont obtenu un accord CMU-C, soit 1,8% des assurés expérimentés et 11,3% des dossiers complétés.

Champ : Ensemble de la population expérimentée.

Source : Données et calculs des auteurs.

Cette augmentation de l'élasticité est la conséquence du fait que le taux d'acceptation des dossiers complets est plus faible dans le groupe témoin que dans les groupes traités. En effet, le taux d'accords ACS par rapport au nombre de dossiers complets envoyés est de 58% dans le groupe traité 1 contre 49 % seulement dans le groupe témoin (tableau 4). L'aide

exceptionnelle offerte aux individus des groupes traités semble avoir sélectionné plus précisément les assurés effectivement éligibles, c'est-à-dire les plus pauvres parmi les assurés expérimentés, puisque le taux de refus en raison de ressources trop élevées est plus faible dans les groupes traités 1 et 2 que dans le groupe témoin (tableau 5).

#### L'INVITATION A LA REUNION D'INFORMATION ANNULE L'EFFET DE LA MAJORATION DU CHEQUE SANTE :

Pour le groupe traité 2, dont les membres ont reçu une invitation à une réunion d'information ainsi qu'une proposition d'ACS majorée, le taux de retour de dossiers complets s'élève à 15,5%. Ce taux est légèrement inférieur à celui du groupe témoin, mais pas de manière significative. En revanche, ce taux est significativement moins élevé que celui du groupe traité 1 (au seuil de significativité de 5%). De manière assez inattendue, l'invitation à la réunion a donc constitué un frein au recours à l'ACS, qui a annulé l'effet positif de la majoration du chèque santé.

Il convient toutefois d'éclairer ce résultat au regard de la participation effective à la réunion. Parmi les 1 403 assurés du groupe traité 2, seuls 125 se sont effectivement rendus à la réunion d'information à laquelle ils étaient invités (soit 9 %). Parmi ces derniers, 35 ont retourné un dossier complet. Le taux de retour de dossiers complets s'établit donc à 28% parmi les personnes ayant effectivement participé à la réunion. Au contraire, parmi les 1278 assurés du groupe traité 2 qui ne sont pas allés à la réunion d'information, le taux de retour n'est que de 14,2%.

On peut avancer l'idée qu'une partie des assurés du groupe traité 2 ne s'étant pas rendus à la réunion, ont tenu pour obligatoire leur présence et n'ont donc pas jugé bon d'entreprendre des démarches dès lors qu'ils ne pouvaient s'y rendre<sup>18</sup>. Le taux de retour important parmi les personnes ayant participé à la réunion est plus difficile à interpréter. Si la tentation est forte de penser que les réunions d'information ont favorisé le recours à l'ACS des personnes qui y ont effectivement participé, il est fort probable que ce recours plus important à l'ACS ne s'explique simplement par l'intérêt plus marqué pour le dispositif de l'ACS des personnes qui ont effectivement assisté à la réunion<sup>19</sup>. Ainsi l'analyse des déterminants de la participation à la réunion montre que les individus présents ont un profil particulier : ils sont plus âgés, plus souvent pris en charge à 100% par la Sécurité Sociale dans le cadre d'une Affection de

---

\_\_\_\_\_

Longue Durée, sans complémentaire santé en début d'expérimentation et ont engagé des dépenses de santé plus importantes en 2008 (voir Wittwer et al, 2010).

#### UN DISPOSITIF QUI A DU MAL A TOUCHER SA CIBLE EN RAISON NOTAMMENT DE SA COMPLEXITE

Cette expérimentation montre enfin la difficulté de mettre en place une campagne d'information sur ce dispositif, qui au final touche difficilement sa cible.

En dépit de l'envoi d'un courrier à l'ensemble des assurés sociaux potentiellement éligibles, moins d'une personne sur cinq a finalement retourné un dossier pour demander l'ACS (taux de retour de 17%). Autre fait troublant, le taux de retour des dossiers ainsi que sa sensibilité au montant de l'aide sont très similaires parmi les personnes initialement couvertes par une complémentaire santé (66 % de l'échantillon) et les personnes initialement non couvertes (33 %). En effet, le taux de retour de dossier des personnes initialement couvertes est de 16,4% dans le groupe témoin et 19% dans le groupe traité 1 contre respectivement 15% et 17,6% pour les personnes non couvertes, ces différences n'étant pas significatives (tableau 6). De même on ne note aucune différence significative de l'élasticité du taux de recours au montant du chèque selon la couverture (0,23 pour les personnes initialement couvertes contre 0,21 pour les non couvertes). Ce résultat peut paraître surprenant puisque l'ACS se présente comme une aubaine pour les personnes ayant déjà engagé des dépenses pour l'achat d'un contrat de complémentaire santé<sup>20</sup> dont on aurait pu attendre un recours massif, augmenté d'autant par l'augmentation du « chèque santé ».

---

19 On peut se référer à Guthmuller et al. (2011 à paraître) pour un traitement économétrique de la sélection.

20 Rappelons toutefois que les personnes couvertes dans le cadre d'un contrat collectif obtenu par le biais de l'employeur ne sont pas éligibles à l'ACS. Néanmoins, compte tenu des caractéristiques sociales de la population cible de l'ACS, ce critère d'inéligibilité ne peut expliquer à lui seul l'absence de recours massif à l'ACS des personnes initialement couvertes.

Tableau 6

**Elasticités de la demande d'ACS au montant de l'aide et selon le statut vis-à-vis de la complémentaire santé en décembre 2008**

	Dossier complété				ACS notifiée			
	Taux de retour		Elasticité	IC 95%	Taux de retour		Elasticité	IC 95%
	Témoin	Traité 1			Témoin	Traité 1		
<b>Ensemble</b>	<b>15,9%</b>	<b>18,6%</b>	<b>0,22</b>	<b>(-0,01 ; 0,49)</b>	<b>7,9%</b>	<b>10,8%</b>	<b>0,49</b>	<b>(0,11 ; 0,96)</b>
<b>Selon le statut par rapport à la CS en 2008</b>								
<i>Non</i>	15%	17,6%	0,23*	(-0,16 ; 0,76)	7,3%	10,1%	0,51	(-0,12 ; 1,47)
<i>Oui</i>	16,4%	19%	0,21	(-0,06 ; 0,55)	8,2%	11,1%	0,48	(-0,03 ; 1,06)

Lecture : Elasticités calculées en faisant le rapport entre, le taux de croissance de la probabilité de constituer un dossier complet (d'obtenir l'ACS) entre le groupe témoin et le groupe traité 1, d'une part, et, le taux de croissance du chèque santé entre le montant national et le montant majoré pour les moins de 60 ans (ce taux étant légèrement inférieur pour les plus de 60 ans) d'autre part. Pour les assurés sans complémentaire santé en 2008, une augmentation du prix de 10% augmente la probabilité de retourner un dossier de 2,3%.

Champ : Ensemble de la population expérimentée.

Source : Données et calculs des auteurs.

Ces résultats posent d'emblée la question du nombre de courriers qui sont réellement parvenus aux assurés. Celui-ci n'est pas connu précisément, mais il est probable que certaines adresses, pourtant transmises par la CPAM de Lille-Douai et la CAF de Lille, aient été erronées, et ce d'autant plus que la mobilité est étroitement associée à la précarité.

Ces résultats suggèrent également une imparfaite compréhension du dispositif et de l'information contenue dans les courriers par les bénéficiaires. Ceci rend sans doute difficile l'interprétation de la réponse des assurés à l'augmentation du chèque comme le simple reflet d'une sensibilité aux prix des contrats d'assurance indépendamment des coûts informationnels et administratifs. Mais cela illustre surtout la difficulté pour une CPAM de communiquer sur un dispositif, tant sur son existence que sur les démarches à entreprendre pour en bénéficier. Le faible succès de la campagne d'information par courrier et la complexité du dispositif de l'ACS appellent sans doute la mise en place d'une information directe, en face-à-face.

Cependant, nos résultats montrent également que au sein du groupe traité 2, seules 9% des personnes invitées ont effectivement participé à la réunion d'information et que l'invitation à s'informer dans les locaux de la CPAM décourage certains d'entreprendre des démarches. Ceci légitime certainement de recourir à des institutions tiers (association, mutuelles, assistantes sociales ...) pour diffuser l'information (Chauveaud et Warin, 2009).

Par ailleurs, parmi les dossiers retournés à la CPAM de Lille-Douai, seuls 55% ont au final donné lieu à une notification effective de l'ACS, conduisant seulement 9 % des personnes incluses dans l'expérimentation à obtenir l'ACS. Ce taux de refus des dossiers est considérable pour une population présélectionnée au regard de ses ressources et des



prestations sociales perçues par la CAF. Il s'agit d'un élément essentiel à prendre en compte. Le coût des démarches à entreprendre pour les personnes potentiellement éligibles est sans doute très sensiblement renforcé par la faible probabilité de succès. Ceci est commun à toutes les prestations sous conditions de ressources mais particulièrement renforcé dans le cas de l'ACS, compte tenu de la complexité des critères d'éligibilité et de l'étroitesse de la cible de niveaux de vie.

Ces intuitions sont confirmées par l'analyse qualitative qui a été menée pour recueillir les besoins et les attentes des personnes ciblées par l'ACS lors de l'observation des réunions d'une part et d'entretiens approfondis avec des bénéficiaires potentiels dont certains étaient venus à la réunion d'autre part (voir encadré 6; pour une présentation détaillée voir Wittwer et al. 2010).

## Encadré 6

### L'ACCES A L'ACS DU POINT DE VUE DES USAGERS

L'analyse qualitative a permis de recueillir les besoins et les attentes des personnes ciblées par l'ACS par deux types de méthodes complémentaires : une observation d'une partie des réunions d'information et des entretiens approfondis avec des bénéficiaires potentiels dont certains étaient venus à la réunion (voir Wittwer et al. 2010, pour une présentation détaillée).

Deux profils de personnes participant aux réunions ont pu être identifiés :

- des individus qui s'approprient les éléments d'information qui leur sont fournis et évaluent par eux-mêmes s'ils sont éligibles :
  - o *certains d'entre eux ont pu constater lors de la réunion que ce n'était pas le cas et dès lors n'ont pas déposé de dossier ;*
- des individus qui avaient des difficultés à comprendre le dispositif, les barèmes, les démarches à entreprendre :
  - o *la réunion n'a pas suffi à lever leurs difficultés : certains ont certainement besoin d'un accompagnement individualisé (lors de la réunion, l'animatrice ne pouvait pas assurer cette aide) ;*
  - o *cela ne préjuge pas du non dépôt du dossier car quelques uns ont été chercher cet accompagnement auprès d'une assistante sociale ou d'un agent d'accueil de la sécurité sociale, comme les entretiens le démontrent ;*
  - o *d'autres ont abandonné les démarches.*

Ces éléments révèlent qu'au-delà de l'information sur l'existence du dispositif, la complexité du dispositif et des démarches à entreprendre pour y accéder découragent une partie des personnes éligibles. L'ACS est un dispositif complexe. Pour en comprendre l'intérêt, un prérequis est nécessaire, comprendre le système de protection sociale et les modalités de remboursement des soins (par l'Assurance maladie obligatoire et par les organismes complémentaires).

De plus, elle suppose deux niveaux de démarche. Le dépôt du dossier de demande (équivalent au dépôt de dossier CMU-C) et dans une deuxième phase, le choix d'une complémentaire santé. Cette dernière suppose de se repérer dans une offre de marché abondante et concurrente, avec des contrats à plusieurs niveaux, difficiles à interpréter notamment pour une partie de cette population en difficulté avec le jargon administratif et a fortiori assurantiel. Ce choix doit en outre être mis en regard des besoins de santé dans le futur, difficiles à évaluer.

L'observation des réunions permet également de mettre en avant un des obstacles au dispositif à savoir les difficultés à comprendre le langage administratif. Ainsi, nombre de personnes sont venues sans trop savoir quel était l'objet de la réunion. Une partie d'entre eux pensait être convoquée, d'autres cherchaient à glaner des informations sur une aide possible et souhaitaient « ne pas passer à côté d'un droit », sans saisir correctement la teneur de cette aide. La communication par courrier entre la caisse et les usagers reste donc problématique pour cette frange de la population et constitue un obstacle à la diffusion large de l'information.

## 5. LES ENSEIGNEMENTS DE L'EXPERIMENTATION :

Le choix d'expérimenter un dispositif réaliste, mis en œuvre in vivo, permet d'éclairer de façon robuste et pragmatique les politiques visant à améliorer le recours à l'ACS. En raison du coût élevé et des difficultés de mise en œuvre d'une expérimentation sociale, celle-ci n'a été conduite que sur un seul site et auprès de 4 209 assurés. La population étudiée n'est donc représentative que de la population potentiellement éligible à l'ACS à Lille, qui présente certainement des caractéristiques particulières. De même, l'efficacité des modifications du dispositif ACS proposées est dépendante de l'institution qui l'a conduite et des relations qu'elle entretient avec ses assurés sociaux, surtout les plus modestes. Rien ne dit donc qu'une même expérimentation sur une population similaire aurait eu les mêmes effets dans une autre CPAM. Enfin, comme toute expérimentation, celle-ci est limitée dans le temps. Elle ne permet donc pas d'observer les éventuelles répercussions à long terme de la majoration du chèque santé en complémentarité avec la lente diffusion de l'information.

Cette expérimentation montre de manière robuste que la majoration du montant du « chèque santé » améliore légèrement le taux de recours et l'ACS et permet de mieux cibler les populations effectivement éligibles. Cela semble donc supposer un effet positif sur le recours à l'ACS de l'augmentation du montant légal de l'aide mise en place au 1er janvier 2010 pour les personnes éligibles âgées de 50 ans et plus (voir tableau A dans l'encadré 1). Néanmoins, cette majoration étant d'un montant plus faible que celui proposé dans le cadre de cette expérimentation, on ne peut s'attendre qu'à un effet d'une ampleur très modeste. L'absence de différence de réaction au traitement entre les populations initialement couvertes et non couvertes suggère que le coût de la complémentaire santé n'est pas la seule cause du non recours. L'incitation pécuniaire n'est pas le seul levier d'action possible. L'accès à l'information et la simplification des démarches sont des voies à encourager. Néanmoins, l'expérimentation montre la difficulté de toucher la cible par une campagne d'information par courrier, telle que celle mise en œuvre au niveau national en 2008-2009, et le caractère contre-productif de l'invitation à une réunion d'information. Elle suggère enfin que l'incertitude pesant sur l'éligibilité est certainement un facteur aggravant du non-recours à l'ACS. A ce titre, l'élargissement de la cible au 1er janvier 2011 (voir encadré 1) peut constituer une première piste pour favoriser le recours à ce dispositif. Les politiques testées ici ont cependant un effet globalement modeste qui ne permettra probablement pas de répondre à la question du non-recours à l'ACS.

## Annexe 1

**Probabilité de retourner un dossier complété**

Le tableau B présente les effets marginaux de la probabilité de retourner un dossier complété estimée à partir d'un modèle Probit. Dans les modèles 1 et 3 seule l'appartenance au groupe est modélisée. Dans les modèles 3 et 4, l'effet du groupe traité 2 est décomposé entre une indicatrice « avoir assisté à la réunion » et une autre décrivant l'impact lorsque l'assuré n'y a pas assisté. Dans les modèles 2 et 4, nous contrôlons également des caractéristiques individuelles des assurées avant le début de l'expérimentation.

Tableau B

**Effets marginaux de la probabilité de retourner un dossier complété**

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
<b>Probabilité prédite</b>	0,166	0,165	0,151	0,150
<b>Variables explicatives</b>				
<b>Groupe</b>				
<i>Témoin</i>	-0,025**	-0,024**	-0,025**	-0,024**
<i>Traité 1</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Traité 2</i>	-0,030**	-0,028**	-	-
<i>Traité 2 x réunion</i>			0,088**	0,068**
<i>Traité 2 x sans réunion</i>			-0,042***	-0,039***
<b>Age</b>		0,012***		0,012***
<b>Age<sup>2</sup></b>		-0,0001***		-0,0001***
<b>Sexe</b>				
<i>Femme</i>		-0,024**		-0,024**
<i>Homme</i>		Réf.		Réf.
<b>Régime de l'assuré</b>				
<i>Actif</i>		Réf.		Réf.
<i>Retraité</i>		0,157***		0,158***
<i>Invalide</i>		0,159***		0,161***
<b>Ayant droit de moins de 3 ans</b>		0,030		0,030
<b>Bénéficiaire de la CMUC en 2007</b>		0,029		0,029
<b>Couvert par une CS en 2008</b>		0,016		0,018
<b>En ALD en 2008</b>		-0,006		-0,007
<b>Dépenses de soins ambulatoires en 2008</b>				
< 200€		-0,054***		-0,054***
200€ - 700€		-0,007		-0,006
700€ - 2000€		0,007		0,006
>= 2000€		Réf.		Réf.
<b>Qualité du modèle</b>				

<i>AIC</i> ( <i>AIC</i> constante <i>seule= 3793,214</i> )	3791,651	3586,32	3779,489	3577,365
<i>Paires concordantes (en %)</i>	83,4	83,4	83,4	83,4
<i>R<sup>2</sup> ajusté</i>	0,001	0,054	0,003	0,056
<i>N</i>	4209	4209	4209	4209

Lecture : Dans le modèle 1, appartenir au groupe témoin diminue la probabilité de retourner un dossier complété de 2,5 points de pourcentage comparativement à la probabilité du groupe traité 1.

Champ : Ensemble de la population expérimentée.

Source : Données et calculs des auteurs.

## BIBLIOGRAPHIE

**Arnould M-L. et Vidal G. (2008)**, « Typologie des contrats les plus souscrits auprès des complémentaires en 2006 », Etudes et Résultats, n°663.

**Auerbach D. et Ohri S. (2006)**, « Price and Demand for Non-Group Health Insurance », Inquiry, vol. 43, n°2, pp. 122-134.

**Boisguérin B., Després C., Dourgnon P., Fantin R., Legal R. (2010)**, « Etudier l'accès aux soins des assurés CMU-C, une approche par le renoncement aux soins », In Santé, soins et protection sociale en 2008, rapport IRDES, pp. 31-40.

**Chauveaud C. et Warin P. (2009)**, « Favoriser l'accès aux soins des bénéficiaires de minima sociaux. Expliquer la CMU-C et l'ACS aux populations potentiellement éligibles », Odenore, collection Etude, n°32.

**Commission des Comptes de la sécurité sociale du 26 septembre 2006 (2006)**, « Présentation du PLFSS 2007 ».

**Després C. (2010)**, « La Couverture maladie universelle, une légitimité contestée : analyse des attitudes de médecins et dentistes à l'égard de ses bénéficiaires », Pratiques et Organisation des soins, vol. 41, n°1, pp. 33-43.

**Elbaum M. (2008)**, « Participation financière des patients et équilibre de l'Assurance maladie », Lettre de l'OFCE, n°301.

**Fonds CMU (2008)**, « L'aide à la complémentaire santé en 2007 », Rapport du Fonds CMU au Gouvernement sur l'évolution du prix et du contenu des contrats ayant ouvert droit à l'aide complémentaire santé en 2007 (en application de l'article L.863-5 du Code de la Sécurité Sociale), juin 2008.

**Fonds CMU (2009)**, Rapport d'activité 2008 du Fonds CMU, 13 mai 2009, <http://www.cmu.fr/userdocs/Rapport%202008.pdf>.

**Fonds CMU (2010)**, « Bénéficiaires de l'ACS. Séries mensuelles des attestations délivrées et trimestrielles des attestations utilisées », septembre 2010, <http://www.cmu.fr/userdocs/PrevACS.02.09.pdf>.

**Fonds CMU (2010b)**, « L'aide à la complémentaire santé en 2009 », Rapport du Fonds CMU au Gouvernement sur l'évolution du prix et du contenu des contrats ayant ouvert droit à l'aide complémentaire santé en 2009 (en application de l'article L.863-5 du Code de la Sécurité Sociale), juin 2010.

**Fonds CMU (2011a)**, Rapport d'activité 2010 du Fonds CMU, 22 juin 2011, <http://www.cmu.fr/userdocs/Rapport%202008.pdf>.

**Fonds CMU (2011b)**, « Bénéficiaires de l'ACS. Séries mensuelles des attestations délivrées et trimestrielles des attestations utilisées », 4 juillet 2011, [http://www.cmu.fr/userdocs/2011\\_07\\_01\\_EffectACS.pdf](http://www.cmu.fr/userdocs/2011_07_01_EffectACS.pdf)

**Grignon M. et Kambia-Chopin B. (2009)**, « Income and the Demand for Complementary Health Insurance in France », Document de travail Irdes, n°DT24.

**Guthmuller S., Jusot F., Wittwer J. (2011)**, « Affordability of complementary health insurance in France: a social experiment », document de travail du LEDa-Legos, à paraître.

**Haut Conseil à l'Avenir de l'Assurance Maladie (2005)**, « Rapport 2005 du Haut Conseil pour l'Avenir de l'Assurance Maladie adopté le vendredi 8 juillet 2005 ».

**Haut Conseil à l'Avenir de l'Assurance Maladie (2006)**, « Rapport 2006 du Haut Conseil pour l'Avenir de l'Assurance Maladie, juillet 2006 ».

**Haut Conseil à l'Avenir de l'Assurance Maladie (2007)**, « Rapport 2007 du Haut Conseil pour l'Avenir de l'Assurance Maladie, juillet 2007 ».

**Hernanz V., Malherbet F. et Pellizzari M. (2004)**, « Take-up of welfare benefits in OECD countries: review of the evidence », document de travail de l'OECD, sur les affaires sociales, l'emploi et les migrations, n°17.

**Jusot F. et Wittwer J. (2009)**, « L'accès financier aux soins en France : bilan et perspective », Regards croisés sur l'économie, vol.5, n°1, pp.102-109.

**Jusot F., Perraudin C., Wittwer J. (2011)**, « Les déterminants des dépenses de la complémentaire santé en France : les résultats de l'enquête budget de famille 2006 », Document de travail LEDa-Legos, à paraître.

**Kambia-Chopin B., Perronnin M., Pierre A. et Rochereau T. (2008)**, « La complémentaire santé en France en 2006 : un accès qui reste inégalitaire. Résultats de l'Enquête Santé Protection Sociale 2006 (ESPS 2006) », Questions d'économie de la santé, n°132.

**Paita M. et Weill A. (2009)**, « Les affections de longue durée au 31 décembre 2008 », Points de repère n°27, Cnamts.

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

**Revil H. (2008)**, « Identifier des populations en non-recours aux dispositifs de l'Assurance maladie : proposition de méthode », Recherches et Prévisions, n°93, pp. 102-109.

**Roy A.D. (1951)**, « Some Thoughts on the Distribution of Earnings », Oxford Economic Papers, New Series, vol. 3, n°2, pp. 135-146.

**Rubin D.B. (1974)**, « Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies », Journal of Educational Psychology, vol. 66, n°5, pp. 688-701.

**Thomas, K. (1995)**, « Are subsidies enough to encourage the uninsured to purchase health insurance? An analysis of underlying behavior », Inquiry, vol.31, n°4, pp. 415-424.

**Wittwer J., Jusot F., Guthmuller S., Desprès C. et Renaud T. (2010)**, « Le recours à l'Aide complémentaire santé à Lille : résultats d'une expérimentation sociale », Rapport final dans le cadre de l'appel à projet d'expérimentations sociales 2008 du Haut commissariat aux Solidarités actives contre la pauvreté.