



HAL
open science

Le recours à l'Aide complémentaire santé: les enseignements d'une expérimentation sociale à Lille

Sophie Guthmuller, Florence Jusot, Jérôme Wittwer, Caroline Després

► To cite this version:

Sophie Guthmuller, Florence Jusot, Jérôme Wittwer, Caroline Després. Le recours à l'Aide complémentaire santé: les enseignements d'une expérimentation sociale à Lille. *Questions d'économie de la santé*, 2011, 162. hal-04117464

HAL Id: hal-04117464

<https://hal.science/hal-04117464>

Submitted on 5 Jun 2023

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

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

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 Després (Irdes)

DT n° 36

Décembre 2010

Reproduction sur d'autres sites interdite mais lien vers le document accepté :
<http://www.irdes.fr/EspaceRecherche/DocumentsDeTravail/DT36RecoursCompSanteExperimentationSocialeLille.pdf>



INSTITUT DE RECHERCHE ET DOCUMENTATION EN ÉCONOMIE DE LA SANTÉ

10, rue Vauvenargues 75018 Paris

www.irdes.fr • Tél: 01 53 93 43 02 • Fax: 01 53 93 43 07 • E-mail: publications@irdes.fr

- Directeur de publication : Yann Bourgueil
- Conseiller scientifique: Thierry Debrand
- Secrétariat de rédaction : Anne Evans
- Maquettiste : Khadidja Ben Larbi, Franck-Séverin Clérembault
- Diffusion : Suzanne Chriqui, Sandrine Béquignon

Ce document est finalisé pour soumission et publication dans une revue à comité de lecture. Il s'adresse principalement à la communauté scientifique et académique. Son contenu n'engage que ses auteurs.

Le recours à l'Aide complémentaire santé : les enseignements d'une expérimentation sociale à Lille

Sophie Guthmuller^a, Florence Jusot^{a, b}, Jérôme Wittwer^{a, b} et Caroline Després^b

Résumé

Le dispositif de l'Aide complémentaire santé (ACS) a été mis en place au 1^{er} janvier 2005 afin d'inciter les ménages dont le niveau de vie se situe juste au dessus du plafond CMU-C à acquérir une couverture complémentaire santé (CS). Même si le nombre de bénéficiaires a lentement progressé depuis son introduction, 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, une CS resterait trop chère même après déduction de l'aide.

Cet article cherche à tester la validité de ces deux hypothèses dans le cadre d'une expérimentation contrôlée au niveau d'une Caisse primaire d'assurance maladie (CPAM) (à Lille). Trois groupes d'assurés ont été aléatoirement constitués ; le premier groupe (groupe témoin) s'est vu proposer le montant d'ACS en vigueur, le deuxième groupe (groupe traité 1) a reçu une proposition d'aide majorée et le troisième groupe (groupe traité 2) a reçu en plus d'une proposition d'aide majorée, une invitation à une réunion d'information sur le dispositif.

L'analyse des taux de dossiers de demande retournés par groupe ainsi que le nombre d'ACS accordées rend compte des conclusions suivantes : (1) La majoration du « chèque santé » a un effet faible mais significatif sur le recours à l'ACS. (2) De manière inattendue, l'invitation à la réunion d'information annule l'effet de la majoration du chèque. (3) Assister à la réunion augmente cependant de manière significative la probabilité de retourner un dossier de demande. Cette étude confirme ainsi que l'ACS est un dispositif compliqué qui touche difficilement sa cible. Par ailleurs, les bénéficiaires d'une CS ne répondent pas de manière significativement différente des personnes qui n'en bénéficient pas, ce qui laisse à penser que la question centrale du non-recours à l'ACS n'est pas celle du coût de la CS mais plus certainement celle de l'accès à l'information et celle du coût et de la difficulté des démarches, l'incertitude pesant sur l'éligibilité étant un facteur aggravant.

Mots-clefs : Assurance Santé, Subvention, Expérimentation sociale, Ménages pauvres, France.

Codes JEL: C93, D81, I18, I38.

a Laboratoire d'économie et de gestion des organisations de santé (LEDa-LEGOS), Université Paris-Dauphine.
b Institut de recherche et documentation en économie de la santé (Irdes).

Les auteurs remercient tout particulièrement la Caisse primaire d'assurance maladie (CPAM) de Lille-Douai, la Caisse d'allocations familiales (Caf) de Lille, la Caisse régionale d'assurance maladie (Cram) Nord-Picardie, l'Institut de recherche et documentation en économie de la santé (Irdes), l'Institut national d'études démographiques (Ined) 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) pour son soutien financier.

Abstract

Affordability of Complementary Health Insurance in France: A social experiment

In order to improve financial access to complementary health insurance (CHI) in France, a CHI voucher program was introduced in 2005, called Aide Complémentaire Santé (ACS). ACS is intended for households whose resources are just above the free CHI plan eligibility threshold (CMU-C). Four years later, the program concerns only 18% of the eligible population.

We developed a controlled experiment with the National Health Insurance Fund in order to test whether this low take-up rate is due to the current financial aid being insufficient or whether it is explained by a lack of information on the application process. Three groups of eligible households living in an urban area in the north of France were randomly selected: a control group benefiting from the current financial aid, a group benefiting from a 75% voucher increase, and a last group benefiting from a 75% voucher increase and invitation to an information meeting on ACS.

Six months after experiment started, we observe a small but positive effect of the voucher increase on ACS take-up. Surprisingly, both treatments, the invitation to a briefing and the voucher increase, seem to cancel each other out. However, attending the briefing has a positive and significant impact on ACS take-up. Thus, this study confirms that ACS is complicated and hardly hits its target. Moreover, CHI beneficiaries and non-beneficiaries don't respond differently to treatments, which suggests that the central issue of ACS low take-up rate is not the CHI cost itself but most certainly that of the access to information, the cost and the complexity of the application process.

Keywords: Subsidized health insurance, Randomized experiment, Uninsured, Low-income population, France.

Codes JEL: C93, D81, I18, I38.

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)¹, les ménages pouvant se couvrir contre le risque financier résiduel en recourant 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). Pour lutter contre ce risque, 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)², 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 d'inciter ces ménages 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). Concrètement, les ménages dont le niveau de vie est situé entre le plafond CMU-C et le plafond plus 20 % 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 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 effectif de l'ACS a lentement progressé depuis sa mise en place (voir graphique 1 dans l'encadré 2). Malgré cette montée en charge, le recours à l'ACS reste faible. Ainsi, seules 516 499 personnes avaient effectivement utilisé leur attestation auprès d'un organisme complémentaire en mai 2010 (Fonds CMU, 2010). Cette réalité est d'autant plus surprenante qu'une partie importante des éligibles est couverte par une complémentaire santé (CS) souscrite individuellement³ et qu'à ce titre, ils pourraient bénéficier de droit d'une réduction du prix du contrat.

1 Selon les Comptes de la santé 2008, l'Assurance maladie finance 75,5 % 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.

2 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 deux tiers 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).

3 En approximant la population éligible à l'ACS par la population appartenant au premier décile de niveau de vie, 33 % des éligibles sont couverts par une complémentaire santé à titre individuel, l'estimation passe à 50 % si l'on approxime la population éligible à l'ACS aux personnes appartenant au deuxième décile de niveau de vie (Arnould et Vidal, 2008).

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

Le *défaut d'information* sur le dispositif est la première d'entre elle : défaut d'information sur l'existence du dispositif mais aussi sur son principe de fonctionnement ainsi que sur les démarches à entreprendre pour en bénéficier. Ceci constitue la principale hypothèse pour expliquer le non recours des éligibles détenteurs d'une complémentaire santé 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 présumé⁴.

La deuxième hypothèse avance l'idée que le *montant du chèque santé est insuffisant* : l'achat d'une complémentaire santé laisserait, une fois déduit le montant du chèque santé, un reste à payer trop important pour de nombreux ménages. Elle s'applique cette fois plus naturellement aux éligibles non couverts par une complémentaire santé⁵. Cette hypothèse est moins pertinente depuis la revalorisation du chèque santé intervenue au 1^{er} août 2009 (voir tableau A dans l'encadré 1) mais les observations supportant cette étude se situant en amont de cette revalorisation (1^{er} semestre 2009), l'argument garde ici toute sa portée. Avant le 1^{er} août 2009, le chèque santé couvrait 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 (Kambia-Chopin *et al.*, 2008 ; Legal *et al.*, 2008).

4 Voir encadré 3 pour plus de précisions sur cette campagne d'information.

5 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.

Encadré 1

Les dispositifs CMU-C et ACS

- La Couverture maladie universelle – complémentaire (CMU-C) 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 juillet 2010, ceux dont le niveau de vie est inférieur à 7 611 € en métropole (cf. site du Fonds CMU pour plus de détails sur les plafonds : <http://www.cmu.fr/userdocs/232-2-2010.V2.pdf>). Ce montant est calculé sur la base des revenus des douze mois précédant la demande (cf. site du Fonds CMU, <http://www.cmu.fr/site/cmu.php4?Id=6> pour plus d'informations sur ce dispositif).

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 celles 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... (cf. site du Fonds CMU, <http://www.fonds-cmu.fr/site/cmu.php4?Id=3&cat=92> pour un exposé détaillé des droits ouverts par la CMU-C). La demande doit être renouvelée chaque année.

- L'Aide complémentaire santé (ACS) est née de la loi du 13 août 2004 (cf. site du Fonds CMU, <http://www.cmu.fr/site/cmu.php4?Id=7> pour plus d'informations sur ce dispositif). Après instruction de la demande par la CPAM compétente, un ménage dont le niveau de vie est situé entre le plafond de la CMU-C et ce plafond majoré de 20 % (la majoration était de 15 % jusqu'en 2006, cf. site du Fonds CMU pour le plafond en vigueur, <http://www.cmu.fr/userdocs/232-2-2010.V2.pdf>) se voit délivrer un chèque (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 1^{er} août 2009. Ci-dessous, les barèmes en cours aujourd'hui ainsi que ceux présidant avant le 1er août, c'est-à-dire la période durant laquelle l'étude a été conduite.

A titre indicatif, le Fonds CMU établit le prix moyen des contrats souscrits par les bénéficiaires de l'ACS (ceux ayant fait valoir leur chèque santé) à 764 € en 2009 (Fonds CMU, 2010b).

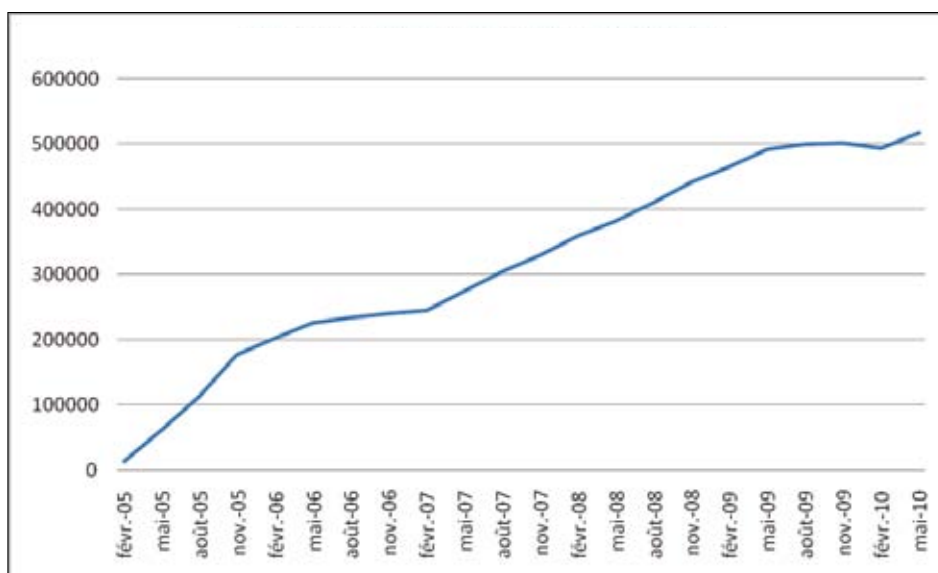
Tableau A : Le montant de l'Aide complémentaire santé

Par personne âgée de :	Montants en vigueur (en Euros) avant le 1 ^{er} août 2009
Moins de 25 ans	100
25 à 59 ans	200
60 ans et plus	400
Par personne âgée de :	Montants actuels
Moins de 16 ans	100
16 à 49 ans	200
50 à 59 ans	350
60 ans et plus	500

Encadré 2 Les effectifs éligibles à l'ACS et les bénéficiaires

Les effectifs éligibles à l'ACS : 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, p. 64), 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 CMU-C et ce plafond majoré de 20 %. L'extension devait correspondre à 650 000 personnes éligibles supplémentaires selon le rapport du Hcaam (Hcaam, 2006, p. 38), 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 qu'un dixième des individus éligibles à l'ACS est couvert par un contrat collectif si l'on approxime la population éligible à l'ACS par la population appartenant au premier décile de niveau de vie, cette estimation passant à un cinquième 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, p. 41).

Graphique 1 : Nombre de bénéficiaires ayant utilisé leur attestation



Source : Fonds CMU, septembre 2010

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 alii.*, 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 (Després, 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 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. Après avoir discuté des questions de méthodes soulevées par l'étude du non recours nous présenterons notre démarche puis nous détaillerons les résultats avant d'apporter des éléments de conclusion.

2. Questions de méthode

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 compétentes⁶. 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, par exemple, associer la proximité d'un ménage à l'information pertinente au bénéfice présent ou passé d'autres prestations publiques, ou encore supposer que les ménages les moins sensibles au chèque santé sont ceux dont les revenus sont les plus faibles (c'est-à-dire faire l'hypothèse que l'élasticité de la demande au prix croît avec le revenu)⁷.

6 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 fait de disposer d'un logement valorisé de manière forfaitaire), sur les douze mois précédant la demande, n'échappe pas à cette difficulté.

7 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 alii.*, 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).

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 enquêtés⁸ 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.

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 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 1, encadré 2).

La solution que nous mettons en œuvre dans cette étude pour contourner cette difficulté est celle de l'expérimentation. Le principe en 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. 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 CPAM de Lille précisément. Ce que nous gagnons en robustesse par la constitution d'un groupe témoin, nous le perdons donc en représentativité.

3. L'expérimentation

La CPAM de Lille offrait avant la mise en place de l'expérimentation une prise en charge spécifique pour les assurés sociaux se présentant à ses bureaux pour bénéficier de la CMU-C et relevant 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. La CPAM agissait donc, par une information renforcée et une majoration du chèque santé, pour améliorer le taux de recours à l'ACS. Cependant, ce dispositif d'aide spécifique ne peut être directement utilisé pour mesurer son effet potentiel sur l'ensemble de la population éligible à l'ACS puisqu'il n'était proposé qu'à une population sélectionnée, non représentative de la population éligible.

⁸ Voir Wittwer *et alii.*, 2010, pour une analyse du non-recours à l'ACS sur données d'enquête.

La campagne nationale d'information sur le dispositif ACS lancée en 2008, concrètement organisée au niveau de chaque CPAM, nous a offert l'opportunité d'évaluer l'effet de la généralisation de ce type de dispositif dans un cadre expérimental. Afin d'identifier l'ensemble des éligibles potentiels à l'ACS et relevant de la CPAM de Lille, les fichiers de la Caisse d'allocations familiales (Caf) de Lille ont été mobilisés pour faire tourner une requête informatique originellement conçue par l'Observatoire des non-recours aux droits et services de Grenoble (Odenore) (Revil, 2008). Une population de 4 209 assurés sociaux potentiellement éligibles et n'ayant pas fait valoir leur droit a ainsi pu être échantillonnée et aléatoirement répartie en trois groupes (voir encadré 3).

Encadré 3

Identification des assurés et définition de la population expérimentée

La population expérimentée se compose d'assurés de la Caisse primaire d'assurance maladie (CPAM) de Lille identifiés comme potentiellement éligibles à l'Aide complémentaire santé (ACS) à partir de leurs ressources 2007. La requête informatique sur les fichiers de la Caisse d'allocations familiales (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 janvier 2009. Sur la base de la déclaration de leurs ressources de l'année 2007 ayant donné droit à des prestations délivrées en 2008 par la Caf de Lille, elle a permis d'identifier 7 436 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 5 000 assurés répartis entre trois groupes.

La même requête informatique a été conduite dans chaque CPAM dans le but d'informer de ses droits 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 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 lesquels plusieurs assurés sociaux expérimentés ont reçu 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 4 209 assurés sociaux.

Les individus du premier groupe (1 394 assurés), correspondant au groupe témoin, ont reçu un courrier⁹ (fin janvier 2009) les informant du dispositif national de l'ACS en vigueur à cette date ; les individus du deuxième groupe (1 412 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 (1 403 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 formalisée par l'envoi d'un second courrier la semaine suivante¹⁰. 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 1.¹¹

**Tableau 1 : Montants d'Aide complémentaire santé (ACS)
offerts dans le cadre de l'expérimentation**

Groupe	Montants offerts par personne (en Euros)		
	Moins de 25 ans	Entre 25 et 59 ans	60 ans et plus
Témoin	100	200	400
Traité 1 & Traité 2	175	350	650

Les courriers étaient accompagnés des formulaires que les éligibles potentiels étaient invités à retourner à la CPAM 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 l'année 2007 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 a été organisée 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.

Les réunions d'information visaient à informer les assurés sociaux sur le dispositif de l'ACS et les formalités nécessaires pour en bénéficier. Elles ont été conduites par une assistante sociale rémunérée spécifiquement pour cette tâche¹². 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 ACS¹³.

9 Les courriers reçus par les personnes expérimentées sont présentés dans Wittwer *et al.*, 2010.

10 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 sélectionnés dans la population d'expérimentation ont également reçu le courrier transmis aux assurés du groupe témoin.

11 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.

12 On trouvera dans Wittwer *et al.* (2010) une description et une analyse qualitative des réunions conduites par une anthropologue ayant assisté à la majorité d'entre elles. L'encadré 4 rend compte des principales conclusions.

13 On peut se référer à Wittwer *et al.* (2010) pour des informations sur le personnel mobilisé à la CPAM de Lille pour la mise en œuvre pratique de l'expérimentation.

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. 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 et, enfin, 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, la venue à la réunion a été recueillie. 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 (salarié, retraité, sans emploi, 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 CMU-C en 2007 (voir encadré 5).

Encadré 4
L'accès à l'Aide complémentaire santé (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, sa complexité et les 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 elles 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.

Encadré 5

Les données administratives de la Caisse primaire d'assurance maladie (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 1er 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 :

- En emploi : 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 invalidité : 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.
- Sans emploi : Ce sont les chômeurs et les autres inactifs.

Nous avons également retenu l'information relative au bénéfice de la CMU-C au cours de l'année 2007.

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 CMU-C mais sait également si l'assuré est couvert par une complémentaire santé (CS). La norme informatique d'échange d'informations Noémie (Norme ouverte d'échange 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 Noémie, 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 similaires¹⁴. 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 ans¹⁵. 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. Ensuite, si on considère le régime de l'assuré, 60 % sont en emploi, près de 25 % sont sans emploi pour cause 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 ne bénéficie pas de CS¹⁶ alors que 50 % de la population expérimentée ont engagé 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 et le taux d'ACS notifiés, c'est-à-dire la proportion des individus expérimentés ayant reçu un chèque santé de la CPAM de Lille. La constitution aléatoire des groupes traités et du groupe témoin autorise des comparaisons directes des variables d'intérêt (voir encadré 6).

14 Les tests de Chi deux effectués ne permettant pas de rejeter l'hypothèse nulle d'identité des distributions.

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

16 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

	Groupes							
	<i>Témoin</i>		<i>Traité 1</i>		<i>Traité 2</i>		<i>Total</i>	
Age de l'assuré								
<i>Moins de 25 ans</i>	105*	7,5 %	113	8,0 %	108	7,7 %	326	7,8 %
<i>25-59 ans</i>	1 048	75,2 %	1 056	74,8 %	1 040	74,1 %	3 144	74,7 %
<i>60 ans et plus</i>	241	17,3 %	243	17,2 %	255	18,2 %	739	17,6 %
Sexe de l'assuré								
<i>Homme</i>	679	48,7 %	691	48,9 %	693	49,4 %	2 063	49,0 %
<i>Femme</i>	715	51,3 %	721	51,1 %	710	50,6 %	2 146	51,0 %
Ayant-droit de moins de 3 ans								
<i>Non</i>	1 188	85,2 %	1 201	85,1 %	1 186	84,5 %	3 575	84,9 %
<i>Oui</i>	206	14,8 %	211	14,9 %	217	15,5 %	634	15,1 %
Régime de l'assuré								
<i>En emploi</i>	812	58,3 %	819	58,0 %	830	56,2 %	2 462	58,5 %
<i>Invalidité, AAH</i>	339	24,3 %	349	24,7 %	338	24,1 %	1 026	24,4 %
<i>Retraite</i>	210	15,1 %	206	14,6 %	200	14,3 %	616	14,6 %
<i>Sans emploi</i>	32	2,3 %	38	2,7 %	35	2,5 %	105	2,5 %
Dépenses en soins ambulatoires en 2008								
<i>0€ à 200€</i>	374	26,8 %	350	24,8 %	362	25,8 %	1 086	25,8 %
<i>200€ à 700€</i>	342	24,5 %	366	25,9 %	356	25,4 %	1 064	25,3 %
<i>700€ à 2000€</i>	339	24,3 %	334	23,7 %	358	25,5 %	1 031	24,5 %
<i>>=2000€</i>	339	24,3 %	386	25,6 %	327	23,3 %	1 028	24,4 %
Soins en Affections de longue durée (ALD) en 2008								
<i>Non</i>	1 233	88,5 %	1 251	88,6 %	1 235	88,0 %	3 719	88,4 %
<i>Oui</i>	161	11,6 %	161	11,4 %	168	12,0 %	490	11,6 %
Complémentaire santé en décembre 2008								
<i>Non</i>	467	33,5 %	477	33,8 %	480	34,2 %	1 424	33,8 %
<i>Oui</i>	927	66,5 %	935	66,2 %	923	65,8 %	2 785	66,2 %
CMU-C en décembre 2007								
<i>Non</i>	1 296	93,0 %	1 312	92,9 %	1 312	93,5 %	3 920	93,1 %
<i>Oui</i>	98	7,0 %	100	7,1 %	91	6,5 %	289	6,9 %
Total	1 394	100,0 %	1 412	100,0 %	1 403	100,0 %	4 209	100,0 %

Note : Ce tableau présente les caractéristiques des assurés avant l'expérimentation.

**Lecture* : Dans le groupe témoin, 105 (7,5 %) assurés sont âgés de moins de 25 ans au 1^{er} janvier 2009.

Encadré 6 Le modèle 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 Δ_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 et, le contrefactuel Y_{0i} , i.e. la valeur de Y qui aurait été observée si l'individu n'avait pas été traité n'étant 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 Δ_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, les variables de résultat et 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.

Lorsque l'accès au traitement n'est pas aléatoire, d'autres méthodes dites non expérimentales ont été développées pour construire les contrefactuels (Imbens et Wooldridge, 2009 ; Givord, 2010). Nous employons l'une de ces méthodes pour évaluer l'impact de la réunion d'information (voir encadré 7).

4.1. Effet faible mais significatif de la majoration du chèque santé sur le recours à 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. Sur les 4 209 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. Il convient cependant de souligner, d'une part, que nous ne connaissons pas précisément le nombre de courriers parvenus réellement aux assurés, certaines adresses pouvant être erronées ; d'autre part, certains ménages expérimentés sont inéligibles en raison de ressources trop faibles ou trop élevées¹⁷, ou du bénéfice d'une complémentaire santé à titre collectif par le biais de leur employeur et qu'ils peuvent en être informés, à la suite de démarches antérieures auprès de la CPAM par exemple. Le taux de réponse moyen de 17 % minore donc l'efficacité réelle de la campagne d'information dans des proportions qu'il ne nous est pas possible d'évaluer.

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.

On peut mesurer cet impact 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 recours et du taux de croissance du montant du chèque¹⁸ à partir des résultats relatifs aux groupes témoin et traité 1 ; elle s'établit à 0,22 (tableau 4). Cet indicateur rend compte de la sensibilité des assurés sociaux au montant du chèque santé, et montre ici qu'une augmentation du chèque santé

17 Les revenus renseignés dans les fichiers de la CAF sont en effet des revenus de l'année 2007 qui, en outre, ne correspondent pas précisément aux ressources demandées par la CPAM pour l'évaluation de l'éligibilité à l'ACS.

18 En adoptant 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 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.

de 10 % augmente la probabilité de compléter un dossier de 2,2 %. On note également, que la sensibilité au prix est similaire parmi les assurés sociaux bénéficiant initialement d'une complémentaire santé et parmi ceux n'en bénéficiant pas. Ce résultat peut paraître surprenant puisque l'ACS se présente comme une aubaine pour les personnes initialement couvertes par une complémentaire santé. Il rend difficile l'interprétation des élasticité comme reflet d'une sensibilité aux prix des contrats d'assurance. Les comportements sont trop « bruités » par l'imparfaite compréhension du dispositif et de l'information contenue dans les courriers. La réponse des personnes expérimentées se comprend certainement mieux comme une réponse à une prestation publique ciblée, en fonction des coûts informationnels et administratifs, du montant de la prestation lui-même et aussi des bénéfices attendus de cette prestation, mais ces bénéfices doivent être considérés comme une dimension parmi d'autres de l'explication du non-recours.

Tableau 3 : Taux de retour de dossiers complets par groupe

	Dossiers complets		IC 95 %	Nombre d'assurés	
Témoin	222*	15,9 %	(14,0 % ; 17,8 %)	1 394	100,0 %
Traité 1	262	18,6 %	(16,5 % ; 20,6 %)	1 412	100,0 %
Traité 2	217	15,5 %	(13,6 % ; 17,4 %)	1 403	100,0 %
<i>Dont avec réunion</i>	35	28,0 %	(20,0 % ; 36,0 %)	125	100,0 %
<i>sans réunion</i>	182	14,2 %	(12,3 % ; 16,2 %)	1 278	100,0 %
Total	701	16,7 %	(15,5 % ; 17,8 %)	4 209	100,0 %

Note : Ce tableau présente le nombre et la proportion de dossiers complétés par groupe.

** Lecture : Dans le groupe témoin, parmi les 1 394 assurés, 222 (15,9 %) ont retourné un dossier complet de demande d'ACS.*

Tableau 4 : 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	
	Elasticité	IC 95 %	Elasticité	IC 95 %
Ensemble	0,22	(-0,01 ; 0,49)	0,49	(0,11 ; 0,96)
Selon le statut vis-à-vis de la CS en 2008				
<i>Non</i>	0,23*	(-0,16 ; 0,76)	0,51	(-0,12 ; 1,47)
<i>Oui</i>	0,21	(-0,06 ; 0,55)	0,48	(-0,03 ; 1,06)

Note : 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 59 ans (ce taux étant légèrement inférieur pour les plus de 60 ans), d'autre part.

** Lecture : Pour les assurés sans complémentaire santé en 2008, une augmentation du prix de 10 % augmente la probabilité de retourner un dossier de 2,3 %.*

4.2. Seule la moitié des individus ayant complété un dossier se voit délivrer un chèque santé

Au-delà des dossiers complétés, on peut aussi s'interroger sur les chèques réellement délivrés, puisque l'ACS n'a pas été accordée par la CPAM à tous les assurés ayant complété 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 5), 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 6). Il est important de noter ici que le taux de refus des dossiers est considérable pour une population présélectionnée par la Caf. C'est un élément à notre sens très important à prendre en compte. Le coût des démarches à entreprendre est 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 l'étroitesse de la cible de niveaux de vie. Finalement, seuls 9 % des assurés expérimentés ont donc obtenu l'ACS, 2 % la CMU-C et plus de 6 % se sont vu refuser l'ACS et la CMU-C.

La comparaison des taux d'accords ACS par rapport au nombre d'assurés des différents groupes conduit à des conclusions assez comparables à celles tirées de l'analyse des taux de retour de dossiers, l'écart entre le groupe témoin et le groupe traité 1 étant toutefois accentué. Le taux d'accords ACS parmi les assurés expérimentés est ainsi de 8 % dans le groupe témoin contre 11 % dans le groupe traité 1. 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 5), soit un niveau sensiblement plus élevé que celle calculée sur la base des taux de retour des dossiers complets.

Tableau 5 : Aides complémentaires santé (ACS) accordées par groupe

	Effectifs	% par rapport au nombre total d'assurés expérimentés	IC 95 %	% par rapport au nombre de dossiers complets	IC 95 %
Témoin	110*	7,9 %	(6,5 % ; 9,3 %)	49,6 %	(42,9 % ; 56,2 %)
Traité 1	152	10,8 %	(9,1 % ; 12,4 %)	58,0 %	(52,0 % ; 64,0 %)
Traité 2	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 %)
Total	387	9,2 %	(8,3 % ; 10,1 %)	55,2 %	(51,5 % ; 58,9 %)

Note : Ce tableau présente le nombre d'ACS notifiées par groupe ainsi que leur proportion par rapport au nombre total de d'assurés inclus dans l'expérimentation et par rapport au total de dossiers complétés.

** 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.*

Tableau 6 : Les motifs de refus d'accord d'Aide complémentaire santé (ACS)

	CMU-C (ressources < plafond)			Ressources > plafond		
	Effectifs	% par rapport au nombre d'assurés expérimentés	% par rapport au nombre de dossiers complets	Effectif	% par rapport au nombre d'assurés expérimentés	% par rapport au nombre de dossiers complets
Témoin	25*	1,8 %	11,3 %	87	6,2 %	39,2 %
Traité 1	25	1,8 %	9,5 %	85	6,0 %	32,4 %
Traité 2	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 %
Total	71	1,7 %	10,1 %	241	5,8 %	34,7 %

Note : Ce tableau présente le nombre d'accord CMU-C et le nombre de refus pour cause de ressources supérieures au plafond par groupe, ainsi que le pourcentage par rapport au nombre d'assurés expérimentés et par rapport au total des dossiers complétés.

** 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.*

Cette augmentation de l'élasticité est la conséquence du fait que le taux de notification des dossiers complets est plus faible dans le groupe témoin que dans les groupes traités. En effet, le taux de notification parmi les dossiers complets envoyés n'est que de 49 % dans le groupe témoin, contre 58 % dans le groupe traité 1 et 57,6 % dans le groupe traité 2 (tableau 5). Comme le montre le tableau 6, l'aide exceptionnelle offerte aux individus des groupes traités semble avoir sélectionné un peu 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.

4.3. L'invitation à la réunion d'information annule l'effet de la majoration du chèque santé

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 de retour 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 %). La différence est encore plus nette si l'on ne considère que les assurés qui ne sont pas allés à la réunion d'information, le taux de retour est alors de 14,2 %, alors que le même montant d'aide leur a été pourtant offert.

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 (soit 28 %), soit une proportion significativement plus élevée que celle des autres groupes (au seuil de 1 %) ; nous reviendrons plus loin sur la signification qu'il faut donner à ce résultat.

De manière attendue, la réunion semble alors avoir joué positivement sur la demande d'ACS des personnes y ayant participé mais, de manière moins attendue, l'invitation à la réunion a plutôt inhibé les personnes n'y ayant pas participé. 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 rendre¹⁹.

On comprend ici toute la difficulté de la communication pour une CPAM : la complexité du dispositif de l'ACS demande une information directe, en face à face, mais 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).

4.4. Assister à la réunion augmente la probabilité de compléter un dossier

Comme nous l'avons précisé plus haut, les assurés sociaux ayant participé à la réunion ont une probabilité significativement plus élevée de compléter un dossier (et de se voir accorder l'ACS). Ce résultat attendu est encourageant mais qui doit être consolidé car on ne peut, ici, s'appuyer sur le caractère expérimental de l'étude.

Les individus s'étant rendus à la réunion d'information ont en effet un profil particulier. Comme on peut le constater sur le tableau A' de l'encadré 7 analysant les déterminants de la participation à la réunion, ces individus sont plus âgés, plus souvent en ALD, sans CS en début d'expérimentation et ont engagé des dépenses de santé plus importantes en 2008. On peut donc s'interroger sur le fait de savoir si leur comportement ne s'explique pas simplement par ce profil particulier plus que par le fait d'avoir assisté à la réunion.

¹⁹ Cette interprétation semble être confirmée par l'étude qualitative (voir encadré 4 et Wittwer et al., 2010) qui mentionne que certains assurés sociaux s'étant rendus à la réunion ont compris leur présence à cette réunion comme un préalable nécessaire à l'obtention de l'aide. Ceci démontre à quel point les modalités de communication déterminent l'efficacité de l'information transmise.

Afin de répondre à cette interrogation des méthodes d'appariement ont été mises en œuvre (voir encadré 7). Leur principe consiste à comparer les taux de dossiers complétés entre le sous-groupe des individus s'étant rendu à la réunion et le sous-groupe ne s'étant pas rendu ayant les caractéristiques observables les plus proches des individus ayant participé.

L'ensemble des méthodes mises en œuvre confirme l'efficacité de la réunion (tableau 7). Les participants à la réunion ont un taux de retours de dossiers complets de demande d'ACS de 10 à 12 points de pourcentage plus élevé par rapport à ce qu'il serait si ces assurés n'avaient pas participé à la réunion (ATT). On remarque que l'effet moyen sur la population est très similaire (ATE). Assister à la réunion augmente ainsi significativement la probabilité de compléter un dossier quelles que soient les caractéristiques observables des assurés.

Cette démonstration n'est pourtant pas suffisante. En effet, les variables à notre disposition ne caractérisent qu'imparfaitement les individus expérimentés. Ces derniers diffèrent évidemment par bien d'autres dimensions et certaines d'entre elles peuvent à la fois expliquer leur propension à se rendre à la réunion et à compléter un dossier, par exemple l'intérêt qu'ils portent à leur santé. Autrement dit, il est possible que les estimations précédentes attribuent à la réunion un effet sur le comportement de recours qui est en réalité le fait de variables inobservées. Les données dont nous disposons aujourd'hui ne nous permettent malheureusement pas d'aller plus loin sur ce point.

5. Les enseignements de l'expérimentation

Cette étude confirme que l'ACS est un dispositif compliqué qui touche difficilement sa cible. La majoration du montant du chèque, pourtant sensible, n'améliore que très légèrement le taux de recours à ce dispositif. Elle semble cependant améliorer l'efficacité de l'information transmise par courrier par la CPAM mais dans des proportions réduites. Par ailleurs, les bénéficiaires d'une complémentaire santé ne répondent pas de manière significativement différente aux non bénéficiaires, ce qui laisse à penser que la question centrale du non-recours à l'ACS n'est pas celle du coût de la complémentaire santé mais plus certainement celle de l'accès à l'information et celle du coût et de la difficulté des démarches, l'incertitude pesant sur l'éligibilité étant un facteur aggravant.

La démarche expérimentale mise en œuvre dans cette étude a l'avantage de s'appuyer sur l'évaluation d'un dispositif réaliste, mise en œuvre *in vivo*, et d'échapper par construction aux effets de sélection qui rendent habituellement délicat l'évaluation des politiques publiques. Elle n'est pourtant pas sans limite. D'une part, la population étudiée n'est pas représentative de la population éligible, les éligibles (potentiels) à l'ACS à Lille présentant des caractéristiques particulières. D'autre part, l'efficacité des traitements 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 qu'une même expérimentation sur une population similaire aurait eu les mêmes effets dans une autre CPAM.

Enfin, l'inconvénient majeur d'une expérimentation est celle de la durée. Il est probable que la majoration du chèque santé ait des répercussions à long terme en complémentarité avec la lente diffusion de l'information. Une expérimentation nécessairement limitée dans le temps, en raison de son coût en particulier, laisse échapper ses effets potentiels de long terme.

Tableau 7 : Evaluation de l'effet de la réunion à l'aide des méthodes d'appariement par score de propension

Méthodes	ATE	ATT
<i>Plus proche voisin (1 - 1)</i>	0,114** (0,0573)	0,120*(0,0655)
<i>4 plus proches voisins (1 - 4)</i>	0,119** (0,0531)	0,106** (0,0504)
<i>Radius</i>	0,112** (0,0437)	0,120** (0,0473)
<i>Noyau</i>	0,109** (0,0515)	0,115** (0,0548)
<i>Hirano, Imbens et Ridder (2003)</i>	0,104** (0,0424)	0,113** (0,0427)
Traitement : participation à la réunion	125	
N	1 403	

Légende : seuils de significativité * 10 %; ** 5 %; *** 1 %.

Note : Les valeurs entre parenthèses sont les écarts-types estimés par bootstrap de 100 réplifications. L'hypothèse d'un support commun est imposée par la méthode du minimum/maximum. Ceci revient à éliminer les assurés du groupe non traité dont le score est inférieur au minimum observé dans le groupe traité pour l'estimation de l'ATT (Dehejia et Wahba, 1999) et également les individus dont le score est plus élevé que le maximum dans le groupe traité pour l'estimation de l'ATE. Les estimations des méthodes des plus proches voisins, du radius et du noyau ont été réalisées à l'aide de la commande Stata développée par Leuven et Sianesi, 2003.

Encadré 7

Méthode d'appariement sur le score de propension

Les assurés du groupe traité 2 ont été invités à une réunion d'information sur le dispositif de l'ACS. Certains d'entre-deux s'y sont rendus, d'autres non. Il est alors très probable que les individus qui ont choisi de participer à la réunion sont aussi ceux qui auraient plus souvent retourné un dossier indépendamment de l'invitation à la réunion. Il est nécessaire de s'assurer que l'effet attribué à l'invitation à la réunion n'est pas finalement seulement dû au profil particulier des participants.

Afin de contrôler ce biais de sélection potentiel, nous mettons en œuvre plusieurs estimations d'appariements (ou méthodes du matching) (Rosenbaum et Rubin, 1983). L'objectif est d'estimer l'effet propre de la réunion sur la probabilité de retourner un dossier de demande d'ACS sur les participants (Δ_{ATT}) mais aussi sur l'ensemble des assurés du groupe traité 2 (Δ_{ATE}). Le traitement T est défini ici comme la participation à la réunion (cf. encadré 6).

L'appariement consiste à former des paires d'individus identiques, l'un appartenant à la population traitée (les assurés s'étant rendus à la réunion) et l'autre à la population témoin (les non-participants à la réunion). L'objectif est de constituer une population témoin, un bon contrefactuel, ayant les mêmes caractéristiques que la population traitée. Pour chaque individu de la population traitée, on cherche sa paire dans la population témoin à partir des caractéristiques observables ex ante (les X_i). Cette méthode repose sur deux hypothèses. La première est que conditionnellement aux X_i , la probabilité de retourner un dossier est indépendante de la participation à la réunion. Soit formellement que $Y_{0i}, Y_{1i} \perp T_i \mid X_i$. La deuxième hypothèse est l'existence d'un support commun : $0 < P[T_i = 1 \mid X_i] < 1$.

L'effet moyen de la réunion sur les participants (ATT) estimé à l'aide d'une méthode d'appariement peut s'écrire comme suit : $ATT = \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} (Y_{1i} - \sum_{j=1}^{N_0} W(i,j) Y_{j0})$ où N_0 et N_1 sont respectivement le nombre d'individus n'ayant pas assisté à la réunion et le nombre d'individus y ayant participé. $W(i,j)$ est la pondération choisie pour construire le contrefactuel, c'est-à-dire la pondération retenue pour sélectionner l'individu (les individus) j dans la population des non participants le plus proche (les plus proches) de l'individu i dans la population des participants. Et on a $\sum_{j=1}^{N_0} W(i,j) = 1$ pour tous les i .

Afin de régler le problème de dimensionnalité (dû à un appariement sur un grand nombre de variables observables), nous appariions sur le score de propension ; c'est-à-dire la probabilité $p(X) = P[T=1 \mid X]$ de participer à la réunion conditionnellement aux observables (Rosenbaum et Rubin, 1983).

Le matching sur le score de propension suit une procédure d'estimation à deux étapes. Le score de propension est d'abord estimé à l'aide d'une régression logistique, dont les résultats sont présentés dans le tableau 10 en annexe. Nous utilisons ensuite plusieurs méthodes d'appariement pour calculer l'ATT et l'ATE afin de tester la robustesse des estimations.

La méthode la plus directe est l'appariement sur le plus proche voisin qui consiste à trouver pour chaque individu dans la population traitée sa paire dans la population témoin avec le score de propension le plus proche (dans ce cas, $W(i,j)=1$). Comme la population témoin (n'ayant pas participé à la réunion) est plus large que la population qui s'est rendue à la réunion, nous utilisons ensuite la moyenne des 4 plus proches voisins dans la population témoin pour former une paire avec un individu traité (Abadie *et al.*, 2004) de façon à obtenir une estimation plus précise (dans ce cas, $W(i,j)=1/4$). Cependant l'appariement sur le(s) plus proche(s) voisin(s) a l'inconvénient de coupler deux individus sans tenir compte de la distance entre le traité et son plus proche voisin dans la population non traitée. Ainsi, si le plus proche voisin, en termes de score de

propension, est très éloigné, les d'individus formant une paire risquent d'avoir des caractéristiques très différentes. Le matching sur le radius permet de contrôler ce risque. Il consiste à exclure les couples d'individus dont la différence de score dépasse une valeur fixée. Nous estimons enfin le contrefactuel à l'aide d'une estimation à noyau.

$$\text{(Dans ce cas, } w(i,j) = \frac{K\left(\frac{\|p(x_i) - p(x_j)\|}{h}\right)}{\sum_k K\left(\frac{\|p(x_i) - p(x_j)\|}{h}\right)}).$$

Alors que les méthodes précédentes emploient uniquement une partie des observations de la population non traitée, les estimateurs à noyau semi-paramétriques utilisent la moyenne pondérée de tous les individus dans la population non traitée pour approximer le contrefactuel. Par conséquent, l'avantage de ces estimateurs est une variance plus petite due à l'utilisation de plus d'information. Ces estimateurs nécessitent toutefois de choisir une fonction du noyau et de fixer la taille de la fenêtre du noyau. Alors que le choix de la fonction noyau n'a pas beaucoup d'importance en pratique, la taille de la fenêtre du noyau implique d'arbitrer entre une variance faible et une estimation non biaisée. Nous avons choisi d'utiliser un noyau d'Eparechnikov et une fenêtre égale à 0,01 pour l'estimateur à noyau et pour le *matching* par radius.

Enfin, en suivant Hirano *et al.*, (2003), nous estimons le contrefactuel en pondérant chaque individu non participant par l'inverse de sa propension à compléter un dossier. Formellement l'effet moyen sur la population et l'effet moyen sur les traités sont respectivement:

$$ATE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{T_i Y_i}{\hat{p}(x_i)} - \frac{(1-T_i) Y_i}{1-\hat{p}(x_i)} \quad ATT = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{p}(x_i) \left(\frac{T_i Y_i}{\hat{p}(x_i)} - \frac{(1-T_i) Y_i}{1-\hat{p}(x_i)} \right)}{\sum_{i=1}^n \hat{p}(x_i)}$$

Nous réalisons le matching avec remise (l'ensemble de l'échantillon est utilisé à chaque fois, un même individu peut donc être utilisé plusieurs fois) et préférons ainsi une estimation sans biais à une estimation efficace. Pour plus d'informations sur l'ensemble de ces estimateurs, le lecteur pourra se référer à Heckman *et al.*, 1997 et 1998, Givord, 2010 et Caliendo et Kopeinig 2008.

**Tableau A' : Probabilité de participer à la réunion
(pour les assurés du groupe traité 2)**

Variable	Odds ratios (OR)
Age	1,14***
Age ²	0,99***
Femme	0,84
Régime de l'assuré	
<i>En emploi</i>	<i>Réf.</i>
Invalidité	0,62
Retraite	0,61
Sans emploi	0,84
Ayant-droit enfant de moins de 3 ans	1,55
CMU-C en 2007	0,94
CS en 2008	0,63**
ALD en 2008	1,88**
Dépenses en soins ambulatoires en 2008	
< 200 €	0,60*
200 € - 700 €	0,47**
700 € - 2000 €	1,00
>= 2000 €	<i>Réf.</i>
N	1 403

*Légende : Seuils de significativité * 10 %; ** 5 %; *** 1 %.*

Note : Régression logistique de la probabilité de participer à la réunion pour le groupe traité 2 (variable indicatrice : 1 l'assuré s'est rendu à la réunion, 0 sinon). Le tableau présente les Odds Ratios.

Bibliographie

- Abadie A., Drukker D., Leber Herr J. et Imbens G.W. (2004). "Implementing Matching Estimators for Average Treatment Effects in Stata", *Stata Journal*, vol. 4, n°3, pp. 290-311.
- Arnould M-L. et Vidal G. (2008). « Typologie des contrats les plus souscrits auprès des complémentaires en 2006 », Drees, *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.
- Caliendo M. et Kopeinig S. (2008). "Some Practical Guidance for The Implementation of Propensity Score matching", *Journal of Economic Surveys*, vol. 22, n°1, pp. 31-72.
- 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 ».
- Dehejia R. et Wahba S. (1999). "Causal Effects in Non Experimental Studies: Reevaluating the Evaluation of Training Programs", *Journal of Statistical American Association*, vol. 94, n°448, pp. 1053-1062.
- Desprès 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 (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.
- Givord P. (2010). « Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques », document de travail de la Direction des études et synthèses économiques de l'Insee, n° G 2010/08.
- Grignon M. et Kambia-Chopin B. (2009). "Income and the Demand for Complementary Health Insurance in France", Document de travail Irdes, n° 24.
- 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 ».
- Heckman J. J., Ichimura H. et Todd P. (1998). "Matching as an Econometric Evaluation Estimator", *Review of Economic Studies*, vol. 65, n°2, pp. 261-294.
- Heckman J. J., Ichimura H. et Todd P. E. (1997). "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Program", *Review of Economic Studies*, vol. 64, n°4, pp. 605-654.

- 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.
- Hirano K., Imbens G. W. et Ridder G. (2003), "Efficient Estimation of Average Treatment Effects Using Estimated Propensity Score". *Econometrica*, vol. 71, n°4, pp. 1161-1189.
- Imbens G. M. et Wooldridge J. M. (2009). "Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation". *Journal of Economic Literature*, vol. 47, n°1, pp. 5-86.
- 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.
- 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) », Irdes, *Questions d'économie de la santé*, n° 132.
- Legal A., Jusot F., Wittwer J. (2008). « La complémentaire santé : un bien normal ? », communication lors des 30^e Journées des économistes de la santé français, Paris, 4 et 5 décembre 2008, http://www.ces-asso.org/docs/articles_JESF2008/legal_a.pdf.
- Leuven, E. and Sianesi, B. (2003). "psmatch2: Stata Module to Perform Full Mahalanobis and Propensity Score Matching, Common Support Graphing, and Covariate Imbalance Testing", <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html>, version 4.0.2.
- Paita M. et Weill A. (2009). « Les affections de longue durée au 31 décembre 2008 », *Points de repère* n° 27, Cnamts.
- 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.

Documents de travail de l'Irdes

- **Subscribing to Supplemental Health Insurance in France: A Dynamic Analysis of Adverse Selection/** Franc C., Perronnin M., Pierre A.
Document de travail Irdes n° 35, décembre 2010.
- **Out-of-Pocket Maximum Rules under a Compulsory Health Care Insurance Scheme: A Choice between Equality and Equity/** Debrand T., Sorasith C.
Document de travail Irdes n° 34, novembre 2010.
- **Effort or Circumstances: Does the Correlation Matter for Inequality of Opportunity in Health?/** Jusot F., Tubeuf S., Trannoy A.
Document de travail Irdes n° 33, juillet 2010.
- **Bouclier sanitaire : choisir entre égalité et équité ? Une analyse à partir du modèle ARAMMIS/** Debrand T., Sorasith C.
Document de travail Irdes n° 32, juin 2010.
- **Monitoring Health Inequalities in France: A Short Tool for Routine Health Survey to Account for LifeLong Adverse Experiences/** Cambois E. (Ined), Jusot F. (Université Paris-Dauphine, Leda-Legos, Ined, Irdes)
Document de travail Irdes n° 30, mars 2010.
- **Effect of a French Experiment of Team Work between General Practitioners and Nurses on Efficacy and Cost of Type 2 Diabetes Patients Care/** Mousquès J. (Irdes, Prospere), Bourgueil Y. (Irdes, Prospere), Le Fur P. (Irdes, Prospere), Yilmaz E. (Drees)
Document de travail IRDES n° 29, January 2010.
- **What are the Motivations of Pathways to Retirement in Europe: Individual, Familial, Professional Situation or Social Protection Systems?/** Debrand T. (Irdes), Sirven N. (Irdes)
Document de travail Irdes n° 28, octobre 2009.
- **Are Health Problems Systemic? Politics of Access and Choice under Beveridge and Bismarck Systems/** Or Z. (Irdes), Cases C. (Irdes), Lisac M. (Bertelsmann Stiftung), Vrangbaek K. (University of Copenhagen), Winblad U. (Uppsala University), Bevan G. (London School of Economics)
Document de travail Irdes n° 27, septembre 2009.
- **Quelles sont les motivations des départs à la retraite en Europe : situation personnelle, familiale, professionnelle, ou rôle de la protection sociale ?/** Debrand T., Sirven N.
Document de travail Irdes n° 26, juin 2009.
- **Les écarts des coûts hospitaliers sont-ils justifiables ? Réflexions sur une convergence tarifaire entre les secteurs public et privé en France/** Or Z., Renaud T., Com-Ruelle L.
Document de travail Irdes n° 25, mai 2009.
- **Income and the Demand for Complementary Health Insurance in France/** Grignon M., Kambia-Chopin B.
Document de travail Irdes n° 24, avril 2009.
- **Principes et enjeux de la tarification à l'activité à l'hôpital (T2A). Enseignements de la théorie économique et des expériences étrangères/** Or Z., Renaud T.
Document de travail Irdes n° 23, mars 2009.
- **The Preferred Doctor Scheme: A Political Reading of a French Experiment of Gate-keeping/** Naiditch M., Dourgnon P.
Document de travail Irdes n° 22, mars 2009.
- **Evolution 1998-2002 of the Antidepressant Consumption in France, Germany and the United Kingdom/** Grandfils N., Sermet C.
Document de travail Irdes n° 21, février 2009.
- **Dynamic Estimation of Health Expenditure: A New Approach for Simulating Individual Expenditure/** Albouy V., Davezies L., Debrand T.
Document de travail Irdes n° 20, janvier 2009.
- **La qualité des soins en France : comment la mesurer pour l'améliorer ?/** Or Z., Com-Ruelle L.
Document de travail Irdes n° 19, décembre 2008.
- **A Refutation of the Practice Style Hypothesis: The Case of Antibiotics Prescription by French General Practitioners for Acute Rhinopharyngitis/** Mousquès J., Renaud T., Scemama O.
Document de travail Irdes n° 18, octobre 2008.

Autres publications de l'Irdes

Rapports

- **Dotation des secteurs psychiatriques en perspective avec le recours à la médecine générale et à la psychiatrie libérales d'Île-de-France/** Coldefy M., Le Fur P., Lucas-Gabrielli V., Mousquès J. Avec la collaboration de Perronnin M., Chevalier J., Leroux I.
Rapport Irdes, novembre 2010, 182 pages. Prix : 30 €.
- **Enquête sur la santé et la protection sociale 2008/** Allonier C., Dourgnon P., Rochereau T.
Rapport Irdes, juin 2010, 154 pages. Prix : 30 €.
- **Volume d'activité et résultats des soins en France : une analyse multiniveaux des données hospitalières/** Or Z., Renaud T.
Rapport Irdes, décembre 2009, 80 pages. Prix : 21 €

Questions d'économie de la santé

- **Apports du modèle de microsimulation Arammis : une analyse des effets redistributifs du plafonnement des restes à charge en ambulatoire/** Debrand T., Sorasith C.
Questions d'économie de la santé Irdes n° 159, novembre 2010
- **La dynamique de regroupement des médecins généralistes libéraux de 1998 à 2009/** Baudier F., Bourgueil Y., Evrard I., Gautier A., Le Fur P., Mousquès J.
Questions d'économie de la santé Irdes n° 157, septembre 2010.
- **Les enjeux du traitement médicamenteux des patients atteints de polyopathologies** Résultats de l'étude expérimentale Polychrome/ Clerc P., Le Breton J., Mousquès J., Hebbrecht G., de Pourville G.
Questions d'économie de la santé Irdes n° 156, juillet/août 2010-1

Le recours à l'Aide complémentaire santé : Les enseignements d'une expérimentation sociale à Lille

Sophie Gutmuller (LEDa-LEGOS, Université Paris-Dauphine),
Florence Jusot (LEDa-LEGOS, Université Paris-Dauphine, Irdes),
Jérôme Wittwer (LEDa-LEGOS, Université Paris-Dauphine), Caroline Deprés (Irdes)

Le dispositif de l'Aide complémentaire santé (ACS) a été mis en place le 1er janvier 2005 afin d'inciter les ménages dont le niveau de vie se situe juste au dessus du plafond CMU-C à acquérir une couverture complémentaire santé (CS). Même si le nombre de bénéficiaires a lentement progressé depuis son introduction, 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, une CS resterait trop chère même après déduction de l'aide.

Cet article cherche à tester la validité de ces deux hypothèses dans le cadre d'une expérimentation contrôlée au niveau d'une Caisse primaire d'assurance maladie (CPAM) (à Lille). Trois groupes d'assurés ont été aléatoirement constitués ; le premier groupe (groupe témoin) s'est vu proposer le montant d'ACS en vigueur, le deuxième groupe (groupe traité 1) a reçu une proposition d'aide majorée et le troisième groupe (groupe traité 2) a reçu en plus d'une proposition d'aide majorée, une invitation à une réunion d'information sur le dispositif.

L'analyse des taux de dossiers de demande retournés par groupe ainsi que le nombre d'ACS accordées rend compte des conclusions suivantes : (1) La majoration du « chèque santé » a un effet faible mais significatif sur le recours à l'ACS. (2) De manière inattendue, l'invitation à la réunion d'information annule l'effet de la majoration du chèque. (3) Assister à la réunion augmente cependant de manière significative la probabilité de retourner un dossier de demande. Cette étude confirme ainsi que l'ACS est un dispositif compliqué qui touche difficilement sa cible. Par ailleurs, les bénéficiaires d'une CS ne répondent pas de manière significativement différente aux non bénéficiaires ce qui laisse à penser que la question centrale du non recours à l'ACS n'est pas celle du coût de la CS mais plus certainement celle de l'accès à l'information et celle du coût et de la difficulté des démarches, l'incertitude pesant sur l'éligibilité étant un facteur aggravant.

Affordability of Complementary Health Insurance in France: A social experiment

Sophie Gutmuller (LEDa-LEGOS, Université Paris-Dauphine),
Florence Jusot (LEDa-LEGOS, Université Paris-Dauphine, Irdes),
Jérôme Wittwer (LEDa-LEGOS, Université Paris-Dauphine), Caroline Deprés (Irdes)

In order to improve financial access to complementary health insurance (CHI) in France, a CHI voucher program was introduced in 2005, called Aide Complémentaire Santé (ACS). ACS is intended for households whose resources are just above the free CHI plan eligibility threshold (CMU-C). Four years later, the program concerns only 18% of the eligible population.

We developed a controlled experiment with the National Health Insurance Fund in order to test whether this low take-up rate is due to the current financial aid being insufficient or whether it is explained by a lack of information on the application process. Three groups of eligible households living in an urban area in the north of France were randomly selected: a control group benefiting from the current financial aid, a group benefiting from a 75% voucher increase, and a last group benefiting from a 75% voucher increase and invitation to an information meeting on ACS.

Six months after experiment started, we observe a small but positive effect of the voucher increase on ACS take-up. Surprisingly, both treatments, the invitation to a briefing and the voucher increase, seem to cancel each other out. However, attending the briefing has a positive and significant impact on ACS take-up. Thus, this study confirms that ACS is complicated and hardly hits its target. Moreover, CHI beneficiaries and non-beneficiaries don't respond differently to treatments, which suggests that the central issue of ACS low take-up rate is not the CHI cost itself but most certainly that of the access to information, the cost and the complexity of the application process.