Économie publique/Public economics

28-29 | 2012/1-2
Varia

L'effet de la Couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) sur le nombre de visites chez le médecin : une analyse par régression sur discontinuités

Sophie Guthmuller et Jérôme Wittwer

Édition électronique
URL : https://journals.openedition.org/economiepublique/8889
DOI : 10.4000/economiepublique.8889
ISSN : 1778-7440

Éditeur
IDEP - Institut d'économie publique

Édition imprimée
Date de publication : 25 novembre 2012
Pagination : 71-94
ISSN : 1373-8496

Référence électronique
Sophie Guthmuller et Jérôme Wittwer, « L'effet de la Couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) sur le nombre de visites chez le médecin : une analyse par régression sur discontinuités », *Économie publique/Public economics* [En ligne], 28-29 | 2012/1-2, mis en ligne le 20 décembre 2012, consulté le 18 novembre 2022. URL : http://journals.openedition.org/economiepublique/8889 ; DOI : https://doi.org/10.4000/economiepublique.8889

Tous droits réservés

économie publique

public economics

Revue de **l'Institut d'Économie Publique**

Deux numéros par an

n° 28-29 – 2012/1-2

idep

Complémentaire santé, accès aux soins et inégalités

L'effet de la Couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) sur le nombre de visites chez le médecin : une analyse par régression sur discontinuités

Sophie Guthmuller *
Jérôme Wittwer **

Résumé

Cet article étudie l'impact de la Couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) sur le nombre de visites chez le médecin. Afin de contrôler l'effet de sélection au dispositif, nous mettons en œuvre une analyse par régression sur discontinuités en exploitant le seuil d'éligibilité. Nous trouvons un impact significatif de la CMU-C sur le nombre de visites chez le médecin, en particulier sur le nombre de visites chez le généraliste. Cependant, la CMU-C ne semble pas avoir d'effet sur la probabilité de voir un médecin que ce soit un généraliste ou un spécialiste.

Summary

This paper assesses the impact of a free means-tested complementary health insurance on doctor visits. In order to tackle the endogeneity issue of the complementary health insurance variable, we use information on the selection rule

*. PSL, Université Paris-Dauphine, LEDa-LEGOS.
**. Université Bordeaux Segalen, ISPED et PSL, Université Paris-Dauphine, LEDa-LEGOS.
Correspondance : sophie.guthmuller@dauphine.fr et wittwer@dauphine.fr.
Les auteurs remercient la Caisse d'Allocations Familiales et la Caisse Primaire d'Assurance Maladie de Lille-Douai pour nous avoir autorisées à utiliser les données et pour leur aide précieuse. Sophie Guthmuller remercie la Caisse Nationale d'Assurance Maladie des Travailleurs Salariés pour son financement de thèse.

to qualify for the free plan and adopt a regression discontinuity approach using eligibility (family income below the cut-off value) as an instrument variable. Findings show a significant effect of the free plan on the number of doctor visits, especially on the number of general practitioner visits. However, we do not find any impact on the likelihood of seeing a doctor.

Mots-clés : Couverture maladie universelle complémentaire, régression sur discontinuités, accès aux soins, nombre de visites chez le médecin, France.

Keywords: Free Complementary Health Insurance, Regression Discontinuity Design, Healthcare Access ; Doctor Visits, France.

J.E.L. : C33, I13, I38

1. Introduction

La Couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) a été introduite en France le 1er janvier 2000 afin de favoriser l'accès aux soins des personnes les plus démunies. Elle donne accès de droit à une complémentaire santé gratuite aux individus des ménages dont les ressources ne dépassent pas un certain seuil. La CMU-C prend en charge la plupart des dépenses de santé laissées à la charge de ces individus après le remboursement de l'assurance maladie et garantit notamment l'absence d'avance de frais.

La CMU-C a permis de pallier, dans une large mesure, les déficiences du système de santé français du point de vue de l'accès financier aux soins des populations les plus pauvres (Grignon *et al.*, 2008 ; Ricci, 2011). La population située au-dessus du plafond de la CMU-C demeure pourtant une population encore mal couverte par des complémentaires santé, en dépit de la mise en place à partir de 2004 de l'Aide Complémentaire Santé (ACS), et pour qui l'accès aux soins primaires reste de ce fait souvent coûteux (Jusot et Wittwer, 2009 ; Perronnin *et al.*, 2011). Comme pour de nombreux programmes sociaux sous conditions de ressources, la fixation du seuil choisi pour avoir droit à la CMU-C conditionne l'équité et l'efficacité des politiques publiques.

Cette étude s'intéresse à l'effet causal de la couverture CMU-C sur le recours aux soins de la population pauvre dont le revenu se situe juste au dessus ou juste

en dessous du plafond de la CMU-C. Plus précisément, nous cherchons à savoir si, au sein de cette population, les ménages qui ne sont pas éligibles à la CMU-C recourent moins aux soins que les ménages bénéficiant de cette couverture gratuite. C'est une façon de s'interroger sur l'équité du système de santé et du mode de financement des soins qui lui est attaché. L'impact de la CMU-C est ici estimé sur le nombre total de visites chez le médecin, le nombre de visites de généraliste et le nombre de visites chez un spécialiste.

L'originalité de notre article s'appuie notamment sur l'échantillon des individus et la base de données à notre disposition. Compte tenu de l'étroitesse de la population ciblée par le dispositif de la CMU-C, il est particulièrement difficile de trouver un échantillon d'individus éligibles suffisamment grand, les échantillons provenant d'enquêtes en population générale étant souvent trop petits. Notre échantillon se compose de 2 465 personnes à faible revenu inscrites à la Caisse primaire d'assurance maladie (CPAM) et bénéficiaires de prestations sociales de la Caisse d'allocations familiales (CAF) d'une zone urbaine dans le Nord de la France. Ces personnes ont un revenu par unité de consommation (UC) jusqu'à 20 % autour du seuil d'éligibilité à la CMU-C. Les personnes ayant des ressources inférieures à ce seuil peuvent bénéficier de la CMU-C. Pour chaque individu nous disposons du nombre de consultations chez le généraliste et chez le spécialiste enregistrées par la CPAM en 2008 et 2009 ainsi que des informations précises sur les ressources prises en compte pour l'étude des droits à la CMU-C en 2007 et 2008.

Nous sommes en mesure de contrôler l'endogénéité de la variable CMU-C grâce aux données de ressources prises en considération dans le calcul de l'éligibilité au dispositif. Nous adoptons alors une analyse par régression sur discontinuités en exploitant la variable d'affectation à la CMU-C (ressources inférieures au plafond) comme *instrument*.

Cette approche, tout d'abord mise en œuvre par Thistlethwaite et Campbell en 1960 pour analyser l'impact des bourses au mérite sur les résultats scolaires, est de plus en plus utilisée pour évaluer l'effet des politiques publiques dans des contextes non expérimentaux. Lee et Lemieux (2010) présentent une revue de la littérature récente et précise de travaux mettant en œuvre une régression sur discontinuités. Plusieurs articles récents ont étudié l'effet de programmes d'assurance santé dont l'accès est sous conditions, sur la santé et la consommation de soins à partir de cette méthode. Aux États-Unis, certaines études ont analysé l'effet de Medicaid sur la consommation de soins et la santé des enfants pauvres (Card *et al.*, 2004 ; de la Mata, 2012). D'autres articles se sont plutôt intéressés à l'effet de Medicare sur la mortalité et la consommation de soins (Card *et al.*, 2008 et 2009). De la même façon, Hullegie et Klein en 2010 peuvent identifier l'effet propre d'être couvert par une assurance privée en Allemagne, pour laquelle l'éligibilité est déterminée par le niveau de ressources, sur la santé auto-déclarée, le nombre de nuits passées à l'hôpital et le nombre de visites chez le médecin.

L'effet de la complémentaire santé sur l'utilisation des soins a également été étudié en France [1]. La majorité de ces études se sont intéressées à l'impact sur l'ensemble de la population en utilisant les données provenant d'enquêtes en population générale et en mettant en œuvre des méthodes paramétriques afin de corriger l'endogénéité de la variable d'assurance complémentaire santé. Par exemple, Mormiche, en 1991, et Caussat et Glaude, en 1993, ont comparé les consommations de soins des personnes couvertes par une complémentaire santé avec les consommations de soins des personnes non couvertes. Ces études montrent que les personnes ayant une assurance maladie complémentaire ont significativement plus de chances de voir un médecin, de consommer des soins de spécialistes et ont des dépenses de médicaments plus élevées. Genier, en 1998, et Buchmueller *et al.*, en 2004 révèlent que la complémentaire santé augmente la probabilité de voir un médecin et le nombre de visites, mais ne trouvent aucun effet de substitution entre les soins de généraliste et les soins de spécialiste. Chiappori *et al.* (1998) et Grignon *et al.* (2008) utilisent une expérience naturelle, c'est-à-dire un changement dans la législation afin d'identifier l'effet propre de l'assurance.

L'article de Grignon *et al.* (2008) est, à notre connaissance, le seul qui se concentre sur les personnes à faible revenu en France. Plus précisément, les auteurs analysent l'effet de la CMU-C sur les dépenses de soins en différenciant trois types de transition à la CMU-C au moment de son introduction, dont les anciens bénéficiaires de l'Aide médicale générale (AMG) pour qui la transition à la CMU-C était automatique. Ils ne trouvent aucun effet significatif pour les personnes qui étaient auparavant couvertes par l'AMG, mais un impact significatif pour les personnes qui se sont inscrites volontairement, en particulier pour celles qui n'étaient pas couvertes par une assurance complémentaire santé. Elles ont plus de chances de dépenser davantage pour les soins de généralistes, les soins de spécialistes et pour les médicaments sous ordonnance. Cette étude s'est intéressée aux effets de la CMU-C à un stade précoce de la création du dispositif et aux dépenses de soins de l'ensemble des bénéficiaires.

Nous proposons, quant à nous, d'étudier l'effet de la CMU-C au sein d'une population composée d'individus ayant des ressources autour du plafond d'éligibilité à la CMU-C. De plus, nous nous intéressons à l'impact de la CMU-C sur les consultations de médecin, dix ans après l'introduction du dispositif. À partir d'une analyse par régression sur discontinuités, nous trouvons un impact significatif de la CMU-C sur le nombre de visites chez le médecin, en particulier sur le nombre

1. Une littérature internationale à la fois ancienne et abondante existe sur le lien entre l'assurance santé et le recours aux soins. Nous citerons ici deux références en la matière : l'expérimentation randomisée de la RAND (Manning *et al.*, 1987) conduite en population générale et l'expérimentation randomisée menée sur une population éligible à Medicaid (Finkelstein *et al.*, 2011). Ces deux expérimentations concluent à un lien significatif entre le niveau de la couverture et le recours aux soins aux États-Unis.

de visites chez un généraliste. Cependant, la CMU-C ne semble pas avoir d'effet significatif sur la probabilité de voir un médecin que ce soit un généraliste ou un spécialiste.

Le reste de cet article est organisé comme suit. Le dispositif de la CMU-C et les données sont tout d'abord décrits. La stratégie d'estimation est expliquée dans la section 2. La section 3 présente ensuite les contrôles de validité de l'analyse par régression sur discontinuités et les résultats des estimations de l'impact de la CMU-C sur le recours aux soins. Enfin, les résultats sont discutés dans la section 4.

2. Données

2.1. La Couverture maladie universelle-complémentaire (CMU-C)

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. En 2007, les ménages dont le niveau de vie pour une personne seule était de moins de 7 272 € par an en France métropolitaine étaient éligibles. Ce seuil était de 7 447 € en 2008 et il est de 7 934 € depuis juillet 2012 (Code de la Sécurité Sociale, 2012). Ce seuil dépend du nombre de membres de la famille. Le premier individu est pondéré 1, le second 0,5, le troisième et le quatrième 0,3, le cinquième et les suivants sont pondérés 0,4. L'éligibilité est calculée sur la base des revenus des douze mois précédant la demande. Toutes les ressources du ménage, y compris les allocations familiales et les allocations de logement sont prises en compte dans le calcul de l'éligibilité (Code la Sécurité Sociale, 2011 ; Fonds CMU, 2011b). En juillet 2012, 4 486 137 personnes bénéficiaient de la CMU-C (Fonds CMU, 2012).

Dans la pratique, 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. La demande doit être renouvelée chaque année. Les prestations offertes équivalent à celle d'un contrat de qualité « moyenne » : les tickets modérateurs, le forfait hospitalier sans limitation de durée, les forfaits au-delà de la base de remboursement pour certaines prestations sont couverts. 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'optique. Les individus bénéficient du tiers-payant et sont donc dispensés de faire l'avance des frais médicaux. Pour obtenir le détail des prestations prises en charge, visitez le site internet du Fonds CMU.

2.2. Échantillon

Notre échantillon se compose d'individus inscrits à la Caisse primaire d'assurance maladie (CPAM) et bénéficiaires de prestations familiales de la Caisse d'allocations familiales (CAF) de Lille-Douai, une zone urbaine du Nord de la France. Ces individus ont été identifiés, à partir du montant des prestations familiales dont ils bénéficiaient en janvier 2008 et sur la base de leur déclaration de revenus 2007, comme potentiellement éligibles au dispositif d'Aide complémentaire Santé (ACS) [2].

L'objectif initial était de constituer un échantillon d'individus éligibles à l'ACS pour 2009 dans le cadre d'une expérimentation contrôlée visant à évaluer l'effet du montant du chèque santé sur le recours à l'ACS (Guthmuller *et al.*, 2012). Cependant, compte tenu des délais impartis pour mener à bien l'expérimentation, seul le revenu 2007 a pu être observé. L'échantillon ainsi constitué identifie donc avec erreur l'éligibilité à l'ACS aussi bien pour l'année 2009 que pour l'année 2008 (puisque, pour cette année, les prestations 2007 n'ont pas été prises en considération). Comme nous allons le voir plus loin, cet échantillon rassemble des individus éligibles à l'ACS mais également des individus éligibles à la CMU-C, souvent à proximité du seuil, du fait de l'imparfaite observation de l'éligibilité. C'est justement cette particularité de l'échantillon que nous exploitons dans ce papier pour identifier l'effet de la CMU-C sur le recours aux soins.

Dans un deuxième temps, nous avons pu disposer de données sur les revenus déclarés aux impôts ainsi que toutes les prestations CAF mensuelles pour les années 2007 et 2008 (voir Figure 1) ce qui nous a permis de retrouver avec précision le revenu par Unité de consommation (UC) utilisé pour évaluer l'éligibilité à la CMU-C. Nous avons alors conservé, pour les années 2008 et 2009, les personnes dont le revenu familial par UC l'année précédente est compris dans un intervalle défini par le plafond de la CMU-C + ou – 20 % (voir Figure 2) afin de réunir des individus, autour du plafond CMU-C, éligibles et non éligibles.

Les individus qui bénéficiaient par ailleurs d'une allocation d'invalidité et les personnes âgées de plus de 60 ans (qui ne sont généralement pas éligibles à la CMU-C) ont été exclus de l'échantillon afin d'obtenir des populations éligibles et non éligibles suffisamment homogènes. Pour chaque individu appartenant à cet échantillon, et pour chaque année (pour un même individu retenu pour les

2. Ce dispositif donne droit à un « chèque santé » (sous la forme d'un avoir ou d'un *voucher* dans la terminologie anglo-saxonne) que le ménage éligible 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). Cette aide concerne en 2009 les ménages dont le niveau de vie est jusqu'à 20 % supérieur au seuil d'éligibilité à la CMU-C.

deux années dans l'échantillon correspondent deux observations), nous avons pu collecter des données transmises par la CAF et la CPAM. La Caisse d'allocations familiales nous a transmis des informations sur les caractéristiques familiales pour les années 2007 et 2008, le nombre de membres dans la famille et la composition de la famille (en couple, seul, en couple avec enfant, seul avec enfant) ainsi que l'âge, le sexe et l'emploi du chef de ménage au sens de la CAF [3]. La CPAM nous a transmis, quant à elle, des informations sur le nombre de visites chez le médecin, chez le généraliste et chez le spécialiste ainsi que sur le statut vis-à-vis de la CMU-C ou d'une autre couverture complémentaire et vis-à-vis du bénéfice d'une couverture à 100 % pour une Affection de longue durée (ALD).

Notre échantillon ainsi constitué, réunit 2 465 observations (1 396 en 2008 et 1 069 en 2009). 362 (16 %) individus sont couverts par la CMU-C au moins un mois dans l'année. Parmi ceux-ci, 72 % sont couverts pendant au moins quatre mois dans une année, 61 % sont couverts pendant au moins six mois dans une année tandis que 27 % sont couverts pendant plus de dix mois dans une année. Nous définissons une personne comme bénéficiaire de la CMU-C en 2008 ou en 2009 si elle est couverte par la CMU-C au moins six mois dans l'une de ces années. Il est, de ce fait, possible qu'un individu qui apparaisse non éligible à la CMU-C au 31 décembre d'une année soit néanmoins jugé bénéficiaire de la CMU-C l'année suivante puisqu'il a pu être éligible 6 mois plus tôt ou 6 mois plus tard (rappelons en effet que l'éligibilité est évaluée sur douze mois glissants).

D'après le tableau 1, en vertu de cette définition, 205 (8 %) personnes bénéficient de la CMU-C et compte tenu du revenu par UC, 719 (29 %) personnes sont éligibles. Cela signifie que, parmi la population éligible à la CMU-C, seuls 16 % en bénéficient, tandis que 58 % sont couverts par une complémentaire santé. Par ailleurs, comme indiqué précédemment, il n'est pas surprenant de constater que 4 % des individus non éligibles à la CMU-C au regard de leur revenu sont en fait couverts par la CMU-C.

Le tableau 1 rapporte également des statistiques descriptives sur les visites chez le médecin et les caractéristiques individuelles. Les individus éligibles à la CMU-C ont un nombre de visites plus important en moyenne par rapport aux personnes non-éligibles. Ils consultent en particulier plus souvent un généraliste. La proportion d'individus ayant consulté au moins un médecin ou un généraliste est similaire entre les éligibles et les non éligibles. En revanche, elle est plus élevée pour les spécialistes. Ces différences sont accentuées entre les individus qui bénéficient de la CMU-C et ceux n'en bénéficiant pas. Concernant les caractéristiques individuelles, les personnes ont en moyenne 37 ans. Il y a légèrement plus de femmes, de personnes plus jeunes, de personnes au chômage et de familles

3. Il s'agit de la personne qui a inscrit sa famille à la Caisse primaire d'assurance maladie.

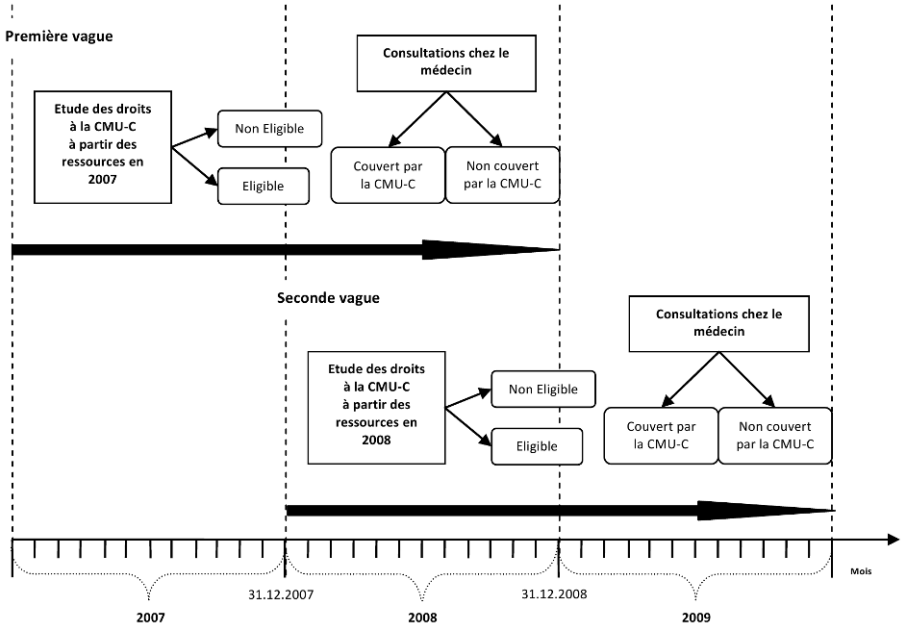

Figure 1 : *Construction de l'échantillon*

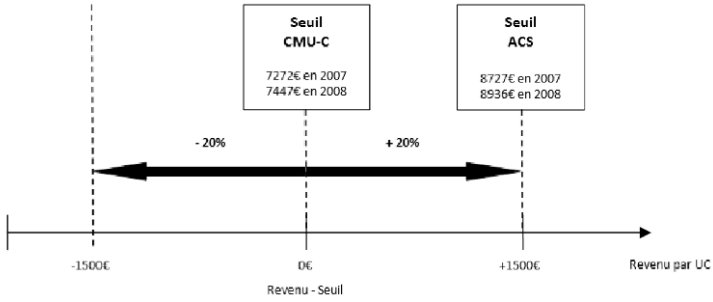

Figure 2 : *Définition de l'échantillon*

Note : Comme le seuil d'éligibilité diffère en 2007 et en 2008, le revenu par UC est normalisé en soustrayant le revenu par le seuil d'éligibilité correspondant. Une valeur négative indique que le revenu est inférieur au seuil et que l'individu est éligible à la CMU-C. Notre échantillon se compose d'individus ayant un revenu par UC normalisé entre plus ou moins 1 500 € autour du seuil d'éligibilité.

monoparentales, et moins de couples avec enfant ou de personnes en emploi au sein de la population éligible à la CMU-C. Les bénéficiaires de la CMU-C sont plus souvent des femmes, des célibataires et des familles monoparentales. Il convient de noter que 65 % de l'ensemble de l'échantillon est couvert par une complémentaire santé. Cette proportion est supérieure pour les personnes non éligibles. 7 % de l'échantillon est entièrement pris en charge pour une ALD et cette proportion est similaire entre les éligibles et les non-éligibles ainsi qu'entre les bénéficiaires et les non-bénéficiaires de la CMU-C. Enfin, nous disposons d'informations sur les bénéficiaires de prestations CAF. Notre échantillon comporte 5 % d'individus bénéficiant pour au moins un mois dans l'année du Revenu minimum d'insertion (RMI). 91 % bénéficient d'une Allocation logement (AL), 46 % d'une Prestation d'accueil du jeune enfant (PAJE) et 4 % d'une Allocation d'éducation spécialisée (AES). Les bénéficiaires du RMI ou d'une PAJE sont plus souvent éligibles à la CMU-C alors que les bénéficiaires d'une AL le sont moins souvent. Les bénéficiaires du RMI sont aussi plus souvent couverts par la CMU-C mais les bénéficiaires d'une PAJE sont moins nombreux à être couverts par la CMU-C.

2.3. Modélisation économétrique

Notre étude vise à estimer l'effet d'être couvert par la CMU-C sur le nombre de visites chez le médecin,

$$y_{it} = a + bCMUC_{it} + u_{it} \quad (1)$$

où y_{it} est la variable d'intérêt (le nombre de visites ou la probabilité de consulter au moins une fois un médecin) pour l'individu i à la période t et $CMUC_{it}$ une variable indiquant si i est couvert par la CMU-C à la même période. Une estimation par Moindres carrés ordinaires (MCO) de l'équation (1) peut être biaisée, car la CMU-C est une variable endogène. Cette variable est corrélée avec le revenu parce que l'accès à cette couverture est conditionné par le niveau du revenu. Cependant, même en contrôlant par le revenu, la variable CMU-C reste endogène, car cette couverture n'est pas obligatoire. Les personnes qui souhaitent consulter plus souvent un médecin ou qui s'attendent à avoir besoin de soins sont plus susceptibles de s'inscrire à la CMU-C.

Afin de prendre en compte cet effet de sélection à la CMU-C, nous utilisons les renseignements sur la règle de calcul de l'éligibilité à la CMU-C, et mettons en œuvre une régression sur discontinuités à partir de la variable de ressources (revenu familial par UC inférieur au plafond d'éligibilité à la CMU-C) qui correspond à la variable d'affectation à la CMU-C. Le principe de cette approche est basé, d'un point de vue théorique, sur le modèle de résultats potentiels, développé par Roy en 1951 et Rubin en 1974. Formellement, nous nous intéressons à l'estimation de l'effet causal d'un traitement T « bénéficier de la CMU-C » sur « les visites de médecin » le

Tableau 1 : *Statistiques descriptives*

	Eligible à la CMU-C	Non-éligible à la CMU-C	Test d'égalité des moyennes	Bénéficiaire de la CMU-C	Non-bénéficiaire de la CMU-C	Test d'égalité des moyennes
Variables d'intérêt (par an, pour 2008 et 2009)						
Visites chez le médecin						
Au moins une visite	88%	89%	ns	96%	88%	***
Nombre de visite	5,9	5,3	***	8,5	5,2	***
Nombre conditionnel de visite	6,6	6,0	***	8,9	5,9	***
Visites chez le généraliste						
Au moins une visite	85%	86%	ns	95%	85%	***
Nombre de visite	4,7	4,3	***	6,7	4,2	***
Nombre conditionnel de visite	5,5	5,0	***	7,1	4,9	***
Visites chez le spécialiste						
Au moins une visite	49%	44%	**	60%	44%	***
Nombre de visite	1,1	1,0	*	1,8	1,0	***
Nombre conditionnel de visite	2,3	2,3	ns	3,0	2,2	***
Couverture maladie						
CMU-C	16%	4%	***	100%	0%	-
Assurance complémentaire santé	58%	67%	***	0%	70%	-
Couverture à 100% pour une ALD	6%	8%	ns	8%	7%	ns
Caractéristiques individuelles (décembre)						
Age	37	38	**	37	37	ns
Femme	55%	48%	***	56%	50%	*
Statut vis-à-vis de l'emploi (décembre)						
En emploi	51%	52%	ns	46%	53%	**
Au chômage	19%	13%	***	27%	14%	***
Sans activité	23%	27%	**	21%	26%	**
Autre	7%	8%	ns	6%	7%	ns
Composition familiale (décembre)						
Célibataire	11%	13%	*	18%	11%	***
Couple	4%	3%	ns	4%	4%	ns
Célibataire avec enfant	26%	18%	***	30%	20%	***
Couple avec enfant	59%	66%	***	48%	65%	***
Prestations CAF						
RMI (Revenu Minimum d'Insertion)	7%	4%	***	22%	3%	***
AL (Allocation Logement)	84%	94%	***	90%	91%	ns
PAJE (Prestation d'Accueil du Jeune Enfant)	48%	45%	*	36%	46%	***
AES (Allocation d'Education Spécialisée)	5%	4%	ns	4%	4%	ns
N	**719**	**1746**		**205**	**2260**	

Note : Seuils de significativité statistique : * p<10 % ; ** p<5 % ; *** p<1 %.

résultat Y. Ce modèle définit deux résultats potentiels, Y_{i1} le résultat de l'individu i lorsque i est traité et Y_{i0} le résultat de l'individu i lorsque i est non traité. L'effet causal du traitement de i est alors égal à $\Delta_i = Y_{i1} - Y_{i0}$. Mais Δ_i est inobservable car une seule des deux variables de résultat potentiel est observable ; quand i est traité, Y_{i1} est réalisé et Y_{i0} n'est pas observé. Y_{i0} est appelé le résultat contrefactuel et correspond au résultat Y qui se serait réalisé si la personne avait été traitée. Nous souhaitons ainsi comparer les consultations de médecin des bénéficiaires de la CMU-C à ce qu'elles seraient si ces mêmes individus n'étaient pas couverts par la CMU-C. Le contrefactuel étant inobservable, l'objectif est de trouver le meilleur substitut pour estimer sans biais l'effet causal de la CMU-C.

La stratégie d'identification repose sur une variable d'affectation Z_{it-1} « le revenu familial par UC » Z_{it-1} qui est défini comme le revenu familial par UC utilisé pour l'étude des droits à la CMU-C de l'individu i à la période t-1, un an avant

la demande. L'individu i a droit à la CMU-C si son revenu par UC est inférieur au seuil, c_{t-1}. Nous définissons la variable indiquant si l'individu i est éligible à la CMU-C à la période t comme $EliCMUC_{it} = I(Z_{it-1} < c_{t-1})$. La CMU-C n'étant pas un dispositif obligatoire, toutes les personnes éligibles ne choisissent pas d'en bénéficier ($EliCMUC_{it} \neq CMUC_{it}$). Par conséquent, nous mettons en œuvre une analyse par régression sur discontinuités dans le cadre d'un « *fuzzy design* » et exploitons la discontinuité dans la probabilité d'être éligible ou non à la CMU-C.

Formellement, Hahn et ses collègues en 2001 ont montré que le coefficient b dans l'équation (1) peut être estimé sans biais comme suit (Hahn *et al.*, 2001 ; Imbens et Lemieux, 2008 ; Lee et Lemieux 2010) :

$$b = \frac{\lim_{z \to c^-} E[Y \backslash Z = z] - \lim_{z \to c^+} E[Y \backslash Z = z]}{\lim_{z \to c^-} E[CMUC \backslash Z = z] - \lim_{z \to c^+} E[CMUC \backslash Z = z]} \qquad (2)$$

Où b correspond à la différence entre la moyenne de la variable de résultat des personnes éligibles à la CMU-C avec un revenu juste en dessous du seuil et la moyenne de la variable de résultat des personnes non-éligibles avec un revenu juste au-dessus du seuil. Cette différence est divisée par la différence entre le nombre de bénéficiaires à la CMU-C en dessous du seuil d'éligibilité et le nombre de bénéficiaires au dessus du seuil.

Cette estimation repose sur trois hypothèses. Tout d'abord, on suppose les individus incapables de manipuler leurs revenus afin d'être éligibles à la CMU-C, l'effet d'être bénéficiaire de la CMU-C est alors indépendant du revenu autour du seuil. On peut imaginer que certaines personnes pourraient choisir de ne pas travailler pour rester éligible à la CMU-C (et ceci d'autant plus que le besoin de soins est important). Il est toutefois peu probable que beaucoup d'entre elles manipulent leur revenu, car cela suppose qu'elles soient en mesure de choisir avec précision le nombre d'heures travaillées. Nous mettons cependant en œuvre une procédure développée par McCrary en 2008 afin de tester empiriquement le risque de manipulation. Ensuite, la variable d'affectation au dispositif doit avoir un impact discontinu sur la probabilité d'être bénéficiaire de la CMU-C. Enfin, il doit exister une relation monotone entre la probabilité d'être couvert par la CMU-C et le revenu autour du seuil.

Sous condition de validité de ces hypothèses, cette approche s'apparente à une expérimentation aléatoire « locale » car la règle d'éligibilité est exogène. Ainsi, pour estimer b, l'idéal serait de comparer la moyenne de la variable de résultat pour les personnes ayant un revenu inférieur au seuil à la moyenne de la variable de résultat des personnes avec un revenu supérieur au seuil dans un petit intervalle autour du seuil. La fenêtre des revenus de notre échantillon est malheureusement trop grande pour supposer que le revenu n'a pas d'influence significative sur les visites de médecin (indépendamment de l'effet de l'éligibilité) (i) et que les caractéristiques individuelles sont exactement les mêmes pour les éligibles et les non-éligibles (ii).

En outre, notre échantillon est trop petit pour permettre la réduction de la fenêtre du revenu par UC.

Nous avons, par conséquent, choisi de suivre la stratégie paramétrique introduite par van der Klaauw en 2002 pour estimer b, et de mettre en œuvre une estimation en deux étapes comme suit,

$$y_{it} = a + b * CMUC_{it} + K_g(Z_{it-1}) + u_{it} \quad (3)$$

$$CMUC_{it} = \alpha + \beta * eliCMUC_{it} + k_g(Z_{it-1}) + v_{it} \quad (4)$$

où $K_g(Z_{it-1})$ et $k_g(Z_{it-1})$ sont des fonctions polynomiales d'ordre g du revenu et u_{it} et v_{it} sont les termes d'erreur inobservées. En substituant l'équation (4) qui explique la probabilité de recours à la CMU-C dans l'équation de résultat (3), nous obtenons la forme réduite suivante :

$$y_{it} = \gamma + \delta * eliCMUC_{it} + \bar{K}_g(Z_{it-1}) + w_{it} \quad (5)$$

où $\delta = b\beta$ mesure l'impact de « l'intention de traiter ». Comme le même ordre du polynôme est utilisé dans les équations (3) et (4), l'effet de la CMU-C sur les visites de médecin est identifié par le rapport : $b = \delta/\beta$ qui est numériquement équivalent à l'estimation en deux étapes des équations (3) et (4). Autrement dit, la variable d'affectation à la CMU-C est utilisée comme "instrument" pour estimer sans biais l'effet propre de la CMU-C sur le recours aux soins (Hahn *et al.*, 2001). Néanmoins, dans une régression sur discontinuités « l'instrument », c'est-à-dire la variable d'affectation ne doit pas nécessairement être indépendante de la variable de résultat. Il est aussi intéressant de noter que nous estimons en fait l'effet moyen de la CMU-C pour les personnes ayant un revenu autour du seuil d'éligibilité, autrement dit, l'effet moyen local du traitement (en anglais *Local Average Treatment Effect*, LATE), qui correspond à l'effet de bénéficier de la CMU-C sur les visites de médecin pour la population des « *compliers* » c'est-à-dire pour les individus qui choisiraient de bénéficier de la CMU-C s'ils étaient éligibles (Angrist *et al.*, 1996 ;. Imbens et Lemieux, 2008 ; Lee et Lemieux, 2010).

Nous observons la variable de sélection (le revenu familial par UC) pour l'année 2007 (2008) et nous estimons l'effet de la CMU-C sur les variables de recours aux soins pour l'année 2008 (2009) (voir Figure 1). L'équation de première étape de la probabilité de bénéficier de la CMU-C est estimée à l'aide d'un modèle de probabilité linéaire. De même, un modèle de probabilité linéaire est utilisé pour estimer en deuxième étape, les probabilités de consulter au moins une fois, un médecin, un généraliste, un spécialiste. Un modèle de nombre est mis en œuvre en deuxième étape pour analyser le nombre de visites (de médecin, de généraliste, de spécialiste) (Mullahy, 1997). Des régressions négatives binomiales sont estimées afin de tenir compte de la sur-dispersion dans la distribution du nombre de visites (voir Annexe A).

Les estimations sont réalisées sur l'ensemble des données groupées pour les deux années et sur différentes largeurs de fenêtre du revenu afin de vérifier la robustesse de nos résultats. La spécification de base est un polynôme d'ordre 1 du logarithme du revenu par UC, les variables indicatrices de prestations CAF et une indicatrice temporelle pour l'année 2008 [4].

3. Résultats

Avant de présenter les résultats des estimations, nous présentons quelques éléments qui valident les hypothèses d'identification sous-jacentes à une analyse par régression sur discontinuités.

3.1. Régression sur discontinuités : validation des hypothèses d'identification

Une des conditions à vérifier est l'absence de manipulation du revenu par les individus autour du seuil d'éligibilité. Comme précisé plus haut, on peut imaginer, par exemple, que certains individus seraient tentés de travailler moins afin d'être éligible à la CMU-C. Nous pensons toutefois qu'il est peu probable que ce soit le cas pour beaucoup d'individus, car cela supposerait qu'ils soient en mesure de choisir avec précision le nombre d'heures travaillées. Afin de tester empiriquement cette hypothèse, nous présentons la distribution du revenu par UC (normalisé en soustrayant au revenu les seuils d'éligibilité de l'année 2007 et 2008) autour du seuil d'éligibilité. La figure 3 présente un histogramme de la distribution du revenu par UC. Une valeur négative indique que le revenu est inférieur au seuil et que l'individu est éligible à la CMU-C. Ce graphique montre le nombre d'observations dans chaque classe de 50 € de large. Une accumulation d'observations juste en dessous du seuil peut indiquer la présence de manipulation. À la vue de la distribution du revenu, il ne semble pas que les individus manipulent leur revenu afin d'être en dessous du seuil. Il y a des pointes à la fois à droite et à gauche du seuil.

McCrary (2008) propose une procédure simple à deux étapes afin de vérifier s'il existe une discontinuité dans la densité de la variable de revenu. Les résultats de ce test, présentés dans l'annexe C, confirment l'absence de discontinuité autour du seuil d'éligibilité à la CMU-C.

4. Meilleure spécification du modèle d'après le critère d'information d'Akaike (AIC) (Lee et Lemieux, 2010). Voir l'annexe B pour l'analyse de sensibilité à la spécification du modèle.

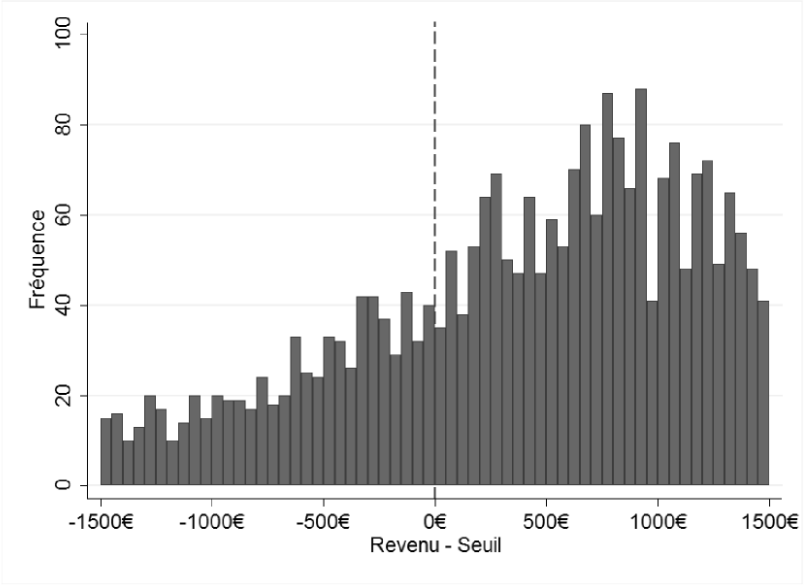

Figure 3 : *Distribution du revenu par UC autour du seuil c.*
(Années 2007 et 2008 groupées, taille des classes=50 €)

Note : Comme le seuil d'éligibilité diffère en 2007 et en 2008, le revenu par UC est normalisé en soustrayant le revenu par le seuil d'éligibilité correspondant. Une valeur négative indique que le revenu est inférieur au seuil et que l'individu est éligible à la CMU-C.

Nous vérifions ensuite s'il existe une discontinuité au plafond d'éligibilité dans la probabilité de bénéficier de la CMU-C. La figure 4 montre la proportion de personnes couvertes par la CMU-C en fonction du revenu par UC pour les années 2008 et 2009 groupées. Chaque point reporte le pourcentage de bénéficiaires de la CMU-C dans chaque classe de revenu par UC de 100 € de large. La ligne représente le lissage polynomial local correspondant. Nous observons une discontinuité nette de la proportion de bénéficiaires autour du seuil d'éligibilité à la CMU-C (normalisé à zéro).

Cette discontinuité est confirmée par les estimations de la probabilité de recours à la CMU-C tel que spécifiée par l'équation (4) (Tableau 2). L'impact de l'éligibilité (mesurée par la variable indicatrice EliCMUC) sur le recours à la CMU-C est important et l'ajout d'autres variables de contrôle ne modifie pas les estimations. Il n'existe pas d'autres points de discontinuité à gauche et à droite du plafond d'éligibilité à la CMU-C (Voir Annexe B, Tableaux B.1 et B.2).

Nous vérifions enfin l'absence de discontinuité dans les caractéristiques observables autour du seuil *c*. L'absence de discontinuité garantit la qualité « locale » de la randomisation. Nous avons noté dans le tableau 1 que les personnes éligibles et

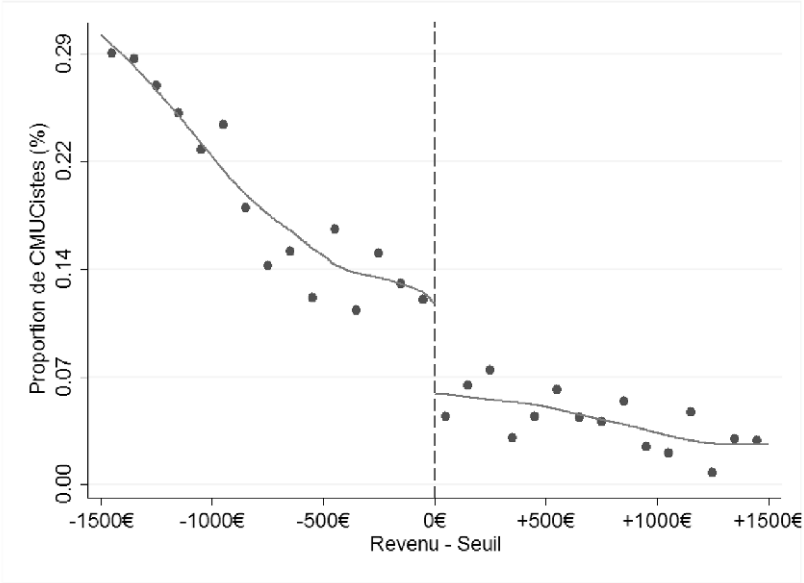

Figure 4 : *Le recours à la CMU-C en fonction du revenu par UC normalisé. (Années 2008 et 2009 groupées).*

Note : Comme le seuil d'éligibilité diffère en 2007 et en 2008, le revenu par UC est normalisé en soustrayant le revenu par le seuil d'éligibilité correspondant. Une valeur négative indique que le revenu est inférieur au seuil et que l'individu est éligible à la CMU-C.

Tableau 2 : *Discontinuité dans la probabilité de recours à la CMU-C autour du seuil d'éligibilité.*

Fenêtre	EliCMUC (1)	EliCMUC (2)	N
Echantillon complet (± 1500 €)	0,0999*** (0,0143)	0,0961*** (0,0144)	2465
± 1000 €	0,0961*** (0,0144)	0,0798*** (0,0162)	1728

Note : (1) Les régressions sont des modèles de probabilité linéaire incluant une fonction polynôme d'ordre 1 du log du revenu, les variables indicatrices de prestations CAF et une indicatrice temporelle pour l'année 2008. (2) Les régressions sont des modèles de probabilité linéaire incluant une fonction polynôme d'ordre 1 du log du revenu, les variables indicatrices de prestations CAF, une indicatrice temporelle pour l'année 2008 et les variables de contrôle présentées dans le tableau 1. Les écarts types robustes sont entre parenthèses. Seuils de significativité statistique : * p<10 % ; ** p<5 % ; *** p<1 %. Voir annexe B pour l'analyse de sensibilité à la spécification du modèle.

non éligibles à la CMU-C ne sont pas totalement identiques. La population éligible semble être plus jeune, plus féminine, moins souvent en emploi et se compose plus souvent de familles monoparentales. Ces résultats suggèrent que nous devons contrôler les estimations des équations (3) et (4) par le sexe, l'âge, la composition familiale et le statut vis-à-vis de l'emploi afin de s'assurer que l'effet mesuré de l'éligibilité sur les visites chez le médecin n'est pas uniquement attribuable aux caractéristiques individuelles.

3.2. Effet de la CMU-C sur les visites chez le médecin

Le tableau 3 présente les résultats des estimations du paramètre $\delta = b\beta$ qui mesure l'effet de l'éligibilité ou de « l'intention de traiter » c'est-à-dire, l'effet sur les consultations de médecins si tous les individus éligibles étaient couverts par la CMU-C. Le paramètre b mesure l'effet de la CMU-C corrigé de l'effet de sélection potentiel. Les estimations sont menées pour deux fenêtres de largeur différente et avec ou sans les variables contrôlant des caractéristiques individuelles (voir Annexe B, Tableau B.3a et Tableau B.3b).

Intéressons nous d'abord à l'effet de la CMU-C sur la probabilité de consulter un médecin. La CMU-C ne semble pas avoir d'impact significatif sur la probabilité de recourir à un médecin. L'effet n'est jamais significatif pour les visites chez le médecin, chez le généraliste ou chez le spécialiste et contrôler par les caractéristiques individuelles n'affecte pas les estimations. L'effet est également non significatif lorsque la fenêtre d'estimation est réduite à plus ou moins 1 000 € par UC (Annexe B, Tableau B.3a et Tableau B.3b).

Au contraire, la CMU-C a un impact significatif sur le nombre moyen de visites et sur le nombre moyen de visites chez le généraliste. L'effet est plus important lorsque l'on contrôle par les caractéristiques individuelles et lorsque la fenêtre d'estimation est réduite. Les éligibles ont de 1 à 1, 1 fois plus de visites de médecin, en particulier de généraliste que les non-éligibles. Bénéficier de la CMU-C multiplie le nombre de visites de généraliste par 2,5 en moyenne. L'effet de la CMU-C sur le nombre de visites chez un spécialiste est positif mais pas significatif.

Enfin, l'effet de la CMU-C pour les individus ayant consulté au moins une fois un médecin est également positif et significatif sur le nombre total de visites et sur le nombre de visites chez un généraliste. Cet effet est également plus important que sur le nombre moyen de visites sur l'ensemble de la population. Nous observons à nouveau que l'effet est accentué lorsque les caractéristiques individuelles sont prises en compte dans l'estimation et lorsque la fenêtre d'estimation est réduite. Être éligible à la CMU-C multiplie le nombre conditionnel de visites de généraliste par 1,1 et la CMU-C multiplie ce nombre par 3, en moyenne. L'effet sur le nombre conditionnel de visites de spécialiste n'est pas significatif. L'analyse de sensibilité

à la spécification du modèle présentée en annexe B reporte des résultats très similaires quelle que soit la spécification du revenu choisie.

Tableau 3 : *Effet de la CMU-C sur les visites chez le médecin*

	Total		Généraliste		Spécialiste	
AU MOINS UNE VISITE (a)	**(1)**	**(2)**	**(1)**	**(2)**	**(1)**	**(2)**
Effet de l'éligibilité à la CMU-C ($\delta = b\beta$)	-0,0225	-0,0256*	-0,0212	-0,0243	0,0267	0,0161
	(0,0155)	(0,0154)	(0,0171)	(0,0170)	(0,0243)	(0,0242)
Effet de la CMU-C (IV) (*b*)	-0,225	-0,267*	-0,212	-0,252	0,267	0.167
	(0,155)	(0,160)	(0.171)	(0.177)	(0,244)	(0.252)
NOMBRE DE VISITES (b)						
Effet de l'éligibilité à la CMU-C ($\delta = b\beta$)	1,094*	1,102**	1,081*	1,095**	1,164*	1,138
	(0,0503)	(0,0507)	(0,0500)	(0,0501)	(0,0966)	(0,0956)
Effet de la CMU-C (IV) (*b*)	2,452*	2,743**	2,172*	2,568**	4,553*	3,838
	(1,129)	(1,314)	(1,005)	1,224)	(3,785)	(3,356)
N	**2465**		**2465**		**2465**	
NOMBRE CONDITIONNEL DE VISITES (b)						
Effet de l'éligibilité à la CMU-C ($\delta = b\beta$)	1,122***	1,127***	1,109**	1,119***	1,092	1,090
	(0,0468)	(0,0466)	(0,0454)	(0,0446)	(0,0686)	(0,0686)
Effet de la CMU-C (IV) *(b)*	3,169***	3,485***	2,806**	3,227***	2,418	2,453
	(1,324)	(1,500)	(1,150)	(1,338)	(1,521)	(1,607)
N	**2189**		**2110**		**1125**	

Note : (a) Les régressions sont des modèles de probabilité linéaire. (b) Les régressions sont des modèles binomiaux négatifs en raison de la sur dispersion du nombre de visites (Voir Annexe A). L'exponentiel du coefficient est présenté. (1) Les estimations incluent une fonction polynôme d'ordre 1 du log du revenu, les variables indicatrices des prestations CAF et une indicatrice temporelle pour l'année 2008. (2) Les estimations incluent une fonction polynôme d'ordre 1 du log du revenu, les variables indicatrices des prestations CAF, une indicatrice temporelle pour l'année 2008 et les variables de contrôle présentées dans le tableau 1. Les écarts types robustes sont précisés entre parenthèses. Seuils de significativité statistique : * p<10 % ; ** p<5 % ; *** p<1 %. Voir Annexe B pour l'analyse de sensibilité à la spécification du modèle.

4. Discussion

L'impact de la CMU-C sur l'accès aux soins des personnes pauvres ayant un revenu autour du seuil d'éligibilité à la CMU-C est difficile à analyser car toutes les personnes éligibles au dispositif ne sont pas couvertes par la CMU-C. Une comparaison directe des consommations de soins des bénéficiaires et des non-bénéficiaires de la CMU-C, juste au-dessus et juste en dessous du seuil d'éligibilité, n'est pas pertinente en raison du mécanisme d'auto-sélection potentiel : Les bénéficiaires de la CMU-C sont des personnes qui ont probablement besoin de plus de soins. Cette comparaison (Tableau 1) montre des différences dans le recours aux soins très importantes et significatives entre les bénéficiaires et les non-bénéficiaires, alors qu'une grande partie des non-bénéficiaires est couverte par une complémentaire santé. La difficulté est de veiller à ce que ces différences ne soient pas entièrement dues à l'effet de sélection des bénéficiaires.

Afin de prendre en compte ce problème d'endogénéité, nous avons exploité le fait que la CMU-C soit un dispositif sous condition de ressources et avons mené une analyse par régression sur discontinuités à partir d'une variable de sélection, le revenu par UC inférieur au plafond d'éligibilité à la CMU-C. Les résultats confirment que les bénéficiaires de la CMU-C consultent plus souvent un médecin, particulièrement un généraliste. Néanmoins, l'accès au système de santé mesuré par la probabilité de consulter un médecin ne semble pas être influencé de façon significative par la CMU-C. Rappelons que ces résultats sont obtenus, alors que la majorité des personnes non éligibles à la CMU-C sont couvertes par une complémentaire santé. Cela signifie que le plafond d'éligibilité a, en moyenne, un impact sur le nombre de visites. De toute évidence, une partie de cet impact est dû au fait que certains des individus non éligibles à la CMU-C choisissent de rester non-couverts ou sont mal couverts. Il est également difficile de savoir si le plus grand nombre de visites de la population des bénéficiaires est induit par les médecins (en tenant compte du coût de leurs soins) ou plutôt par la demande des individus eux-mêmes. En tout état de cause, le seuil d'éligibilité à la CMU-C induit des inégalités dans les consommations de soins.

Références

Angrist, J.D., Imbens, G.W. et D.B. Rubin. 1996. "Identification of Causal Effects using Instrumental Variables", *Journal of the American Statistical Association*, 91(434): 444-472.

Buchmueller, T.C., Couffinhal, A., Grignon, M. et M. Perronnin. 2004. "Access to Physician Services: Does Supplemental Insurance Matter? Evidence from France", *Health Economics*, 13(7): 669-687.

Card, D. et L.D. Shore-Sheppard. 2004. "Using Discontinuous Eligibility Rules to Identify the Effects of the Federal Medicaid Expansions on Low-Income Children", *Review of Economics and Statistics*, 86(3): 752–766.

Card, D., Dobkin, C. et N. Maestas. 2008. "The Impact of Nearly Universal Insurance Coverage on Health Care Utilization: Evidence from Medicare", *American Economic Review*, 98(5): 2242-2258.

Card, D., Dobkin, C. et N. Maestas. 2009. "Does Medicare Save Lives?", *Quarterly Journal of Economics*, 124(2): 597-636.

Caussat, L. et M. Glaude. 1993. « Dépenses médicales et couverture sociale ». *Économie et Statistique*. 265 : 31-43.

Chiappori, P.A., Durand, F. et P.Y. Geoffard. 1998. "Moral Hazard and the Demand for Physician Services: First Lessons from a French Natural Experiment", *European Economic Review*, 42(3-5): 499-511.

Code de la Sécurité Sociale. 2011. Articles R. 861-1 à 10, articles R. 861-16 à 18. Site Internet http://www.legifrance.gouv.fr/.

Code de la Sécurité Sociale. 2012. Articles R. 861-1 à 10, articles R. 861-16 à 18. Site Internet http://www.legifrance.gouv.fr/.

de la Mata, D. 2012. "The Effect of Medicaid Eligibility on Coverage, Utilization, and Children's Health", *Health Economics*, 21(9) : 1061-1079.

Finkelstein, A., Taubman, S., Wright, B., Bernstein, M., Gruber, J., Newhouse, J.P., Allen, H., Baicker, K. et The Oregon Health Study Group. 2011. "The Oregon Health Insurance Experiment : Evidence from the First Year", *NBER Working Paper,* 17190.

Fonds CMU. 2011a. « Plafonds applicables pour l'octroi de la CMU complémentaire et de l'aide complémentaire santé », Site Internet du Fonds CMU, http://www.cmu.fr/userdocs/232-2-2011v3.pdf.

Fonds CMU. 2011b. « L'attribution de la CMU complémentaire », Site Internet du Fonds CMU, .

Fonds CMU. 2012. « Références », *La lettre du Fonds de financement de la Couverture maladie universelle*, 49.

Genier, P. 1998. « Assurance et recours aux soins. Une analyse microéconométrique à partir de l'enquête Santé 1991- 1992 de l'Insee », *Revue Économique*, 49(3) : 809-819.

Grignon, M., Perronnin, M. et J.N. Lavis. 2008. "Does Free Complementary Health Insurance Help the Poor to Access Health Care? Evidence from France", *Health Economics*, 17(2): 203-219.

Guthmuller, S., Jusot, F., Wittwer, J. et C. Després. 2012. « Le recours à l'Aide Complémentaire Santé : Les enseignements d'une expérimentation sociale à Lille », A paraître dans *Économie et Statistique*.

Hahn, J., Todd, P. et W. van der Klaauw. 2001. "Identification and Estimation Effects with a Regression-Discontinuity Design", *Econometrica*, 69(1): 201-209.

Hullegie, P. et T.J. Klein. 2010. "The Effect of Private Health Insurance on Medical Care Utilization and Self-Assessed Health in Germany", *Health Economics*, 19(9): 1048–1062.

Imbens, G.W. et T. Lemieux. 2008. "Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice", *Journal of Econometrics,* 142(2): 615-635.

Jusot, F. et J. Wittwer. 2009. « L'accès financier aux soins en France : Bilan et perspective », in : *Au chevet de la santé – Quel diagnostic ? Quelles réformes ?* Paris : Editions La Découverte, Regards croisés sur l'économie, 5 : 102-109.

Lee, D.S. et T. Lemieux. 2010. "Regression Discontinuity Designs in Economics", *Journal of Economic Literature*, 48(2): 281-355.

Manning, Willard G., Newhouse, J.P., Duan, N., Keeler, E.B., Leibowitz, A., et M. Susan Marquis. 1987. "Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment", *American Economic Review*, 77(3): 251-277.

McCrary, J. 2008. "Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test", *Journal of Econometrics,* 142(2): 698-714.

Mormiche, P. 1993. « Les disparités de recours aux soins en 1991 » *Économie et Statistique*. 265 : 45-52.

Mullahy, J. 1997. "Instrumental-Variable Estimation of Count Data Models: Applications to Models of Cigarette Smoking Behavior", *Review of Economics and Statistics*, 79(4): 586-593.

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

Ricci, P. 2011. « Reste à charge des personnes bénéficiant de la CMU-C en 2010 » *Points de repère, CNAMTS* 35.

Roy, A.D. 1951. "Some Thoughts on the Distribution of Earnings" *Oxford Economic Papers, New Series*, 3(2):135-146.

Rubin, D.B. 1974. "Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Nonrandomized Studies", *Journal of Educational Psychology*, 66(5):688-701.

Thistlethwaite, D.L. et D.T. Campbell. 1960. "Regression-Discontinuity Analysis: An Alternative to the Ex Post Facto Experiment", *Journal of Educational Psychology*, 51(6): 309-317.

van der Klaauw, W. 2002. "Estimating the Effect of Financial Aid Offers on College Enrollment: A Regression-Discontinuity Approach", *International Economic Review*, 43(4): 1249-1287.

Annexe

A. Distribution du nombre de visites

Variables	1er quartile (25%)	2ème quartile (50%)	3ème quartile (75%)	Min	Max	Moyenne	Variance
Nombre total de visite	2	4	8	0	37	5,47	25,35
Nombre de visite chez un généraliste	1	3	6	0	30	4,39	16,23
Nombre de visite chez un spécialiste	0	0	1	0	23	1,04	3,37

B. Analyse de sensibilité à la spécification du modèle

Le tableau B.1 présente les estimations de l'équation suivante : $CMUC_{it} = \alpha + \beta * eliCMUC_{it} + k_g(Z_{it-1}) + v_{it}$. où $k_g(Z_{it-1})$ est une fonction polynôme d'ordre g du log du revenu par UC. u_{it} et v_{it} sont les termes d'erreurs inobservées. Nous testons la sensibilité de nos résultats au choix de l'ordre du polynôme de la variable de revenu.

Tableau B.1 : *Sensibilité du point de discontinuité*

	± 1500 €				± 1000 €			
Polynôme d'ordre g	EliCMUC (1)	AIC	EliCMUC (2)	AIC	EliCMUC (1)	AIC	EliCMUC (2)	AIC
1	0,0999*** (0,0143)	392,92	0,0961*** (0,0144)	396,30	0,0836*** (0,0159)	333,09	0,0798*** (0,0162)	337,42
2	0,102*** (0,0144)	393,20	0,0985*** (0.0145)	396,74	0,0924*** (0,0169)	333,61	0,0879*** (0,0173)	338,20
3	0,103*** (0,0144)	394,57	0,0985*** (0,0145)	398,07	0,103*** (0,0182)	334,19	0,0988*** (0,0186)	338,75
4	0,103*** (0,0144)	396,55	0,0987*** (0,0145)	400,06	0,109*** (0,0193)	335,84	0,104*** (0,0197)	340,41
N	2465				1728			

Note : (1) Les régressions sont des modèles de probabilité linéaire incluant une fonction polynôme d'ordre g du log du revenu, les variables indicatrices des prestations CAF et une indicatrice temporelle pour l'année 2008 (2). Les régressions sont des modèles de probabilité linéaire incluant une fonction polynôme d'ordre g du log du revenu, les variables indicatrices des prestations CAF, une indicatrice temporelle pour l'année 2008 et les variables de contrôle présentées dans le tableau 1. Les écarts types robustes sont indiqués entre parenthèses. AIC est le critère d'information d'Akaike calculé comme dans Lee et Lemieux, 2010. Seuils de significativité statistique : * p<10 % ; ** p<5 % ; *** p<1 %.

Tableau B.2 : *Absence de point discontinuité à droite et à gauche du seuil*

Test à 6 500 € par UC	**± 1 500 €**	
Polynôme d'ordre g	EliCMUC (1)	EliCMUC (2)
1	0,0064 (0,0443)	0,0075 (0,0442)
2	-0,0311 (0,0698)	-0,0267 (0,0701)
3	-0,0213 (0,0738)	-0,0157 (0,0741)
4	0,0100 (0,0835)	0,0137 (0,0838)
Test à 8500€ par UC		
Polynôme d'ordre g	EliCMUC (1)	EliCMUC (2)
1	0,0129 (0,0191)	0,0109 (0,0193)
2	-0,0031 (0,0187)	-0,0039 (0,0187)
3	0,0004 (0,0173)	-0,0004 (0,0174)
4	-0,00005 (0,0196)	0,00004 (0,0197)
N	**2465**	

Note : (1) Les régressions sont des modèles de probabilité linéaire incluant une fonction polynôme d'ordre g du log du revenu, les variables indicatrices des prestations CAF et une indicatrice temporelle pour l'année 2008. (1) Les régressions sont des modèles de probabilité linéaire incluant une fonction polynôme d'ordre g du log du revenu, les variables indicatrices des prestations CAF, une indicatrice temporelle pour l'année 2008 et les variables de contrôle présentées dans le tableau 1. Les écarts types robustes sont indiqués entre parenthèses. Seuils de significativité statistique : * p<10 % ; ** p<5 % ; *** p<1 %.

Le tableau B.2 présente les estimations de l'équation suivante : $CMUC_{it} = \alpha + \beta * eliCMUC_{it} + k_g(Z_{it-1}) + v_{it}$, où $EliCMUC_{it} = I(Z_{it-1} < c_{t-1})$ et $k_g(Z_{it-1})$ est une fonction polynôme d'ordre g du log du revenu par UC. v_{it} est le terme d'erreurs inobservées. Nous testons l'absence de point de discontinuité à droite et à gauche du vrai seuil d'éligibilité à la CMU-C (c_{t-1} = 6 500 € et 8 500 €).

Les tableaux B.3a et B.3b présentent les estimations de l'équation suivante :, $Y_{it} = \alpha + \beta * eliCMUC_{it} + K_g(Z_{it-1}) + v_{it}$ où Y_{it} est la variable d'intérêt (la probabilité de consulter un médecin ou le nombre de visites chez le médecin) et $K_g(Z_{it})$ est une fonction polynôme d'ordre g du log du revenu par UC. u_{it}et v_{it} sont les termes d'erreurs inobservées. Nous testons la sensibilité de nos résultats au choix de l'ordre du polynôme de la variable du revenu.

Les tableaux B.3a et B.3b présentent les estimations de l'équation suivante : $Y_{it} = \alpha + \beta * eliCMUC_{it} + k_g(Z_{it-1}) + v_{it}$, où Y_{it} est la variable d'intérêt (la probabilité de consulter un médecin ou le nombre de visites chez le médecin) et $k_g(Z_{it})$ est une fonction polynôme d'ordre g du log du revenu par UC. u_{it} et v_{it} sont les termes d'erreurs inobservées. Nous testons la sensibilité de nos résultats au choix de l'ordre du polynôme de la variable du revenu.

Tableau B.3a : *Sensibilité de « l'intention de traiter » sur les visites chez le médecin*

	Total			
Effet de l'éligibilité	**Fenêtre**			
AU MOINS UNE VISITE (a)	**± 1500 €**		**± 1000 €**	
Polynôme d'ordre *g*	EliCMUC (1)	EliCMUC (2)	EliCMUC (1)	EliCMUC (2)
1	-0,0225 (0,0155)	-0,0256* (0,0154)	-0,00535 (0,0193)	-0,0126 (0,0190)
2	-0,0250 (0,0157)	-0,0282* (0,0156)	-0,00570 (0,0215)	-0,0143 (0,0214)
3	-0,0251 (0,0157)	-0,0282* (0,0156)	0,00640 (0,0249)	-0,00410 (0,0246)
4	-0,0227 (0,0159)	-0,0258 (0,0158)	0,00577 (0,0275)	-0,00622 (0,0274)
NOMBRE DE VISITES (b)				
Polynôme d'ordre *g*				
1	1,094* (0,0503)	1,102** (0,0507)	1,122** (0,0633)	1,113* (0,0619)
2	1,095* (0,0512)	1,101** (0,0513)	1,151** (0,0726)	1,132** (0,0690)
3	1,095* (0,0511)	1,101** (0,0513)	1,161** (0,0825)	1,145** (0,0782)
4	1,098** (0,0520)	1,107** (0,0519)	1,167** (0,0899)	1,140* (0,0856)
N	**2465**		**1728**	
NOMBRE CONDITIONNEL DE VISITES (b)				
Polynôme d'ordre *g*				
1	1,122*** (0,0468)	1,127*** (0,0466)	1,128** (0,0578)	1,122** (0,0561)
2	1,126*** (0,0478)	1,130*** (0,0473)	1,157** (0,0662)	1,144** (0,0627)
3	1,126*** (0,0477)	1,130*** (0,0473)	1,149** (0,0738)	1,141** (0,0698)
4	1,126*** (0,0484)	1,133*** (0,0477)	1,159** (0,0804)	1,142** (0,0767)
N	**2189**		**1520**	

Note : (a) Les régressions sont des modèles de probabilité linéaire. (b) Les régressions sont des modèles binomiaux négatifs en raison de la sur dispersion du nombre de visites (voir Annexe A). L'exponentiel du coefficient est présenté. (1) Les estimations incluent une fonction polynôme d'ordre g du log du revenu, les variables indicatrices de prestations CAF et une indicatrice temporelle pour l'année 2008. (2) Les estimations incluent une fonction polynôme d'ordre g du log du revenu, les variables indicatrices de prestations CAF une indicatrice temporelle pour l'année 2008 et les variables de contrôle présentées dans le tableau 1. Les écarts types robustes sont indiqués entre parenthèses. Seuils de significativité statistique : * p<10 % ; ** p<5 % ; *** p<1 %

Tableau B.3b : *Sensibilité de « l'intention de traiter » sur les visites chez le médecin*

	Généraliste				Spécialiste			
Effet de l'éligibilité	**Fenêtre**				**Fenêtre**			
AU MOINS UNE VISITE (a)	**± 1500 €**		**± 1000 €**		**± 1500 €**		**± 1000 €**	
Polynôme d'ordre *g*	EliCMUC (1)	EliCMUC (2)	EliCMUC (1)	EliCMUC (2)	EliCMUC (1)	EliCMUC (2)	EliCMUC (1)	EliCMUC (2)
1	-0,0212 (0,0171)	-0,0243 (0,0170)	0,000144 (0,0212)	-0,00852 (0,0208)	0,0267 (0,0243)	0,0161 (0,0242)	0,0277 (0,0303)	0,0117 (0,0304)
2	-0,0247 (0,0173)	-0,0278 (0,0173)	-0,00142 (0,0238)	-0,0120 (0,0234)	0,0268 (0,0247)	0,0165 (0,0245)	0,0307 (0,0337)	0,0138 (0,0336)
3	-0,0247 (0,0173)	-0,0279 (0,0173)	0,00754 (0,0273)	-0,00574 (0,0268)	0,0269 (0,0247)	0,0165 (0,0245)	0,0398 (0,0379)	0,0212 (0,0378)
4	-0,0224 (0,0175)	-0,0255 (0,0174)	0,00612 (0,0300)	-0,00989 (0,0298)	0,0286 (0,0250)	0,0183 (0,0248)	0,0362 (0,0415)	0,0156 (0,0414)
NOMBRE DE VISITES (b)								
Polynôme d'ordre *g*								
1	1,081* (0,0500)	1,095** (0,0501)	1,096* (0,0603)	1,086 (0,0581)	1,164* (0,0966)	1,138 (0,0956)	0,991 (0,158)	1,105 (0,175)
2	1,078 (0,0507)	1,092* (0,0507)	1,108* (0,0679)	1,094 (0,0645)	1,178* (0,0996)	1,148 (0,0978)	1,163 (0,283)	1,250 (0,302)
3	1,078 (0,0507)	1,092* (0,0507)	1,114 (0,0773)	1,104 (0,0732)	1,178* (0,0994)	1,148 (0,0976)	1,276 (0,560)	1,463 (0,610)
4	1,078 (0,0513)	1,094* (0,0512)	1,133* (0,0848)	1,113 (0,0808)	1,200** (0,102)	1,171* (0,0999)	0,937 (0,706)	1,080 (0,715)
N	**2465**		**1728**		**2465**		**1728**	
NOMBRE CONDITIONNEL DE VISITES (b)								
Polynôme d'ordre *g*								
1	1,109** (0,0454)	1,119*** (0,0446)	1,095* (0,0530)	1,093* (0,0507)	1,092 (0,0686)	1,090 (0,0686)	0,919 (0,110)	1,060 (0,170)
2	1,111** (0,0463)	1,121*** (0,0453)	1,108* (0,0594)	1,105* (0,0563)	1,106 (0,0712)	1,100 (0,0706)	1,066 (0,196)	1,155 (0,280)
3	1,111** (0,0463)	1,121*** (0,0453)	1,102 (0,0667)	1,105* (0,0633)	1,106 (0,0708)	1,100 (0,0702)	0,948 (0,321)	1,247 (0,537)
4	1,107** (0,0466)	1,119*** (0,0455)	1,124* (0,0731)	1,124* (0,0702)	1,122* (0,0721)	1,118* (0,0714)	0,653 (0,416)	1,008 (0,674)
N	**2110**		**1460**		**1125**		**782**	

Note : (a) Les régressions sont des modèles de probabilité linéaire. (b) Les régressions sont des modèles binomiaux négatifs en raison de la sur dispersion du nombre de visites (voir Annexe A). L'exponentiel du coefficient est présenté. (1) Les estimations incluent une fonction polynôme d'ordre g du log du revenu, les variables indicatrices de prestations CAF et une indicatrice temporelle pour l'année 2008. (2) Les estimations incluent une fonction polynôme d'ordre g du log du revenu, les variables indicatrices de prestations CAF une indicatrice temporelle pour l'année 2008 et les variables de contrôle présentées dans le tableau 1. Les écarts types robustes sont indiqués entre parenthèses. Seuils de significativité statistique : * p<10 % ; ** p<5 % ; *** p<1 %

C. Test d'absence de manipulation de la variable de sélection

McCrary (2008) propose une procédure simple à deux étapes afin de vérifier s'il existe une discontinuité dans la densité de la variable de revenu. En première étape, la variable d'affectation, c'est-à-dire la variable de revenu par UC normalisé est partitionnée en classe de largeur égale à l et les fréquences des observations dans chaque classe sont calculées. Ensuite, l'histogramme est lissé à l'aide de régressions linéaires locales. La valeur du revenu au centre de chaque classe est traitée comme une variable explicative et le nombre d'observations dans chaque classe forme la variable à expliquer. Afin de tester la discontinuité potentielle de la densité du revenu, les régressions linéaires locales sont menées séparément à droite et à gauche du point de discontinuité (le seuil d'éligibilité à la CMU-C) et un noyau triangulaire est utilisé, avec une fenêtre de largeur h, définissant quelles observations sont incluses dans la régression (McCrary, 2008). Le paramètre d'intérêt est la différence du logarithme de la fonction de densité f(z), juste au-dessous et juste au-dessus du seuil c : $\hat{\theta} = \ln\lim_{z\to c^-} f(z) - \ln\lim_{z\to c^+} f(z) = \widehat{lnf}^- - \widehat{lnf}^+$. Une valeur positive et significative de la différence $\hat{\theta}$ indiquerait la présence de manipulation du revenu autour du seuil. McCrary (2008) montre que l'estimateur $\theta = lnf^- - lnf^+$ est asymptotiquement normal.

La figure C.1 présente le résultat graphique et le tableau C.1 les résultats estimés du test de densité de McCrary (2008). Les estimations indiquent que la différence en logarithme de la fonction de densité à droite et à gauche du seuil est égale à 0,0443 avec un écart-type égal à 0,1559. Le test rejette la présence d'une discontinuité de la fonction de densité au seuil d'éligibilité de la CMU-C (statistique = 0,28). D'après McCrary (2008), le choix de la taille de la classe l, dans la première étape de l'estimation n'a pas d'importance, mais il est nécessaire de bien choisir la fenêtre d'estimation h dans la deuxième étape pour s'assurer de la bonne performance du test. Le tableau C.1 reporte les résultats du test pour plusieurs fenêtres h et une taille de classe l fixe égale à 30 €. Dans tous les cas l'hypothèse d'absence de discontinuité dans la densité au seuil d'éligibilité à la CMU-C n'est pas rejetée.

D. Définition de la variable de revenu

L'ensemble des ressources du ménage perçues au cours des 12 mois précédant la demande est pris en compte dans l'étude des droits à la CMU-C. Tous les revenus réellement perçus sont pris en compte : revenus imposables et revenus non imposables (les prestations familiales, les pensions diverses, les revenus du capital notamment, voir le Tableau D.2).

Tableau C.1 : *Test de manipulation de la variable de sélection de McCrary (2008)*

		Fenêtre (h) (en millier d'€)			
	Automatique (0,51)	**1,25**	**1,00**	**0,75**	**0,25**
$\hat{\theta}$	0,0443	0,1136	0,0669	0,0902	-0,1179
Écart type	0,1559	0,0949	0,1072	0,1246	0,2339
t-statistique	0,28	1,19	0,62	0,72	-0,50

Note : $\hat{\theta} = lnf^{-} - lnf^{+}$ estime la discontinuité de la fonction de densité autour du seuil d'éligibilité. Une statistique de test positive et significative indique la présence de manipulation du revenu. Le paramètre de lissage (h) automatique est celui proposé par McCrary (2008). La taille de chaque classe (l) est égale à 30 €. Les estimations ont été exécutées à l'aide de la commande stata « DCdensity.ado », développée par McCrary (2008).

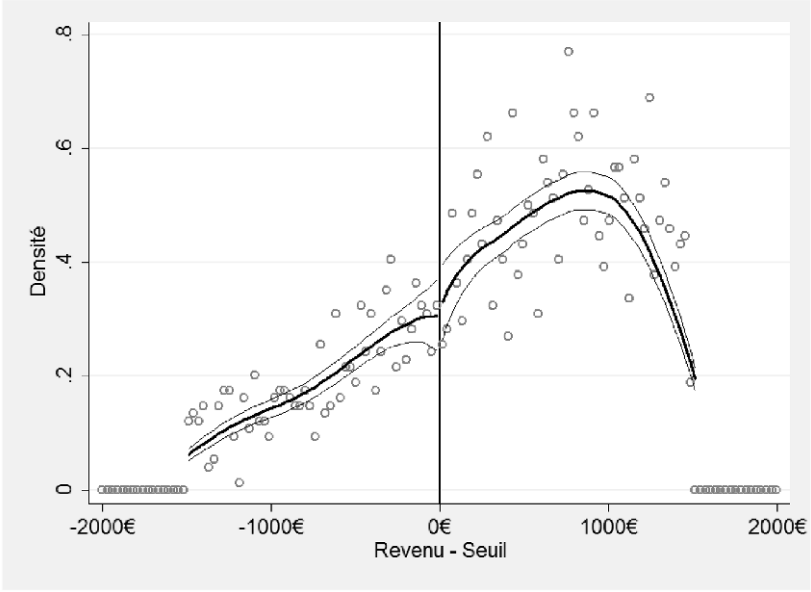

Figure C.1 : *Densité estimée par le test de manipulation de la variable de sélection de McCrary (2008)*

Les avantages procurés par un logement sont pris en compte de façon forfaitaire. Les personnes locataires percevant une aide au logement, les propriétaires, ou les personnes logées à titre gratuit, se voient appliquer un forfait logement qui est ajouté à leurs ressources. Ce forfait varie selon la composition du foyer. Les montants appliqués pour les bénéficiaires d'une allocation logement sont reportés dans le tableau D.1.

La variable de revenu utilisée dans cette étude est construite à partir des informations transmises par la CAF. Le tableau D.2 présente les ressources demandées

Tableau D.1 : *Forfait logement pour les bénéficiaires d'une allocation logement (pour 2007 et 2008)*

Nombre de personnes dans le foyer	Montant mensuel
1	52.90€
2	105.81€
3 et plus	130.94€

Source : Code de la Sécurité Sociale (2011).

par la CPAM pour l'étude des droits à la CMU-C. Nous comparons ces ressources à celles déclarées à la CAF pour former notre variable de revenu. Les types de ressources qui diffèrent sont soulignés.

La variable de revenu utilisée dans notre analyse est égale aux ressources déclarées à la CAF + le montant de la prime pour l'emploi + (l'ensemble des prestations versées de manière « régulières » par la CAF – l'allocation d'éducation de l'enfant handicapé et ses compléments – les prestations d'accueil du jeune enfant – l'aide au logement + le montant forfaitaire de l'aide au logement)

Par ailleurs, nous n'avons pas pu récupérer les informations concernant le patrimoine des individus. Nous ne savons donc pas si l'individu est propriétaire de son logement ou s'il est logé à titre-gratuit. Le forfait logement est par conséquent uniquement appliqué aux personnes bénéficiaires d'une allocation logement. Cela ne devrait pas engendrer d'importantes erreurs de mesure dans la variable de revenu car plus de 90 % des individus de notre échantillon bénéficient d'une allocation logement. De même, nous ne savons pas si les personnes sont bénéficiaires de l'allocation du fonds de solidarité pour les anciens combattants d'Afrique du Nord. Cette allocation est incluse dans les ressources déclarées à la CAF, mais elle est déduite pour le calcul de l'éligibilité à la CMU-C. Comme le montant de cette allocation est supérieur au plafond d'éligibilité à la CMU-C, nous aurions pu inclure, de manière erronée une partie des bénéficiaires de cette allocation dans la population des éligibles. L'exclusion de notre échantillon des personnes de plus de 60 ans remédie à ce problème.

Tableau D.2 : *Comparaison des ressources prises en compte dans le calcul de l'éligibilité à la CMU-C avec les ressources déclarées à la CAF*

Les ressources prises en compte dans le calcul de l'éligibilité	**Déclaration des ressources CAF**
Salaires et traitements nets (y compris les contrats de solidarité et les revenus de stage de formation, les congés payés…)	Oui
Revenus non salariés de l'année civile précédente • Votre dernier chiffre d'affaires connu (ou votre part de chiffre d'affaires) hors taxes, si vous avez déclaré des BIC ou des BNC • Votre revenu professionnel ou votre dernier bénéfice agricole forfaitaire connu. Si vous n'avez pas fait de déclaration, indiquez les revenus professionnels de l'année dernière et joignez un justificatif	Oui
Montant des allocations de chômage (aide pour le retour à l'emploi, autre…)	Oui sauf prime pour le retour à l'emploi
Vous percevez actuellement ou vous avez perçu des Indemnités journalières au cours des 12 derniers mois (oui, non) Vous êtes en arrêt de travail ou vous l'avez été au cours des 12 derniers mois pour une maladie longue durée (oui, non)	Oui
Montant des pensions, retraites et rentes imposables ou non imposables	Oui
Vous percevez actuellement ou vous avez perçu des allocations familiales au cours des 12 derniers mois ? (oui, non) Vous percevez une aide au logement (oui, non) Montant des autres allocations imposables ou non (veuvage, AAH…)	Oui Oui Oui
Montant des ressources reçues ou perçues à l'étranger Montant des avantages en nature, sommes d'argent versée par un tiers Montant des autres ressources (Aide financière versée régulièrement par une institution, gains au jeu, pension alimentaire reçue, bourse ens. sup…)	Oui
Revenus du patrimoine (location de biens mobiliers ou immobiliers bâtis ou non bâtis…) Revenus des capitaux (revenus d'épargne, Plan d'épargne populaire, revenus de valeurs mobilières, autre…), Montant des ressources placées qui ne vous ont pas apporté de revenus au cours des 12 derniers mois (assurance vie…),	Oui
Vous possédez un terrain qui n'est pas loué (oui, non) Vous possédez un logement qui n'est pas loué (oui, non) Vous êtes propriétaire de votre logement ou vous êtes logé gratuitement (oui, non)	Oui, mais Information non disponible
Vous percevez l'Allocation de Solidarité Spécifique (oui, non)	Oui
Vous percevez l'Allocation Temporaire d'Attente (oui, non)	Oui
Vous êtes sans emploi et percevez une rémunération de stage de formation professionnelle réglementaire, légale ou conventionnelle pendant la période de référence	Oui
Montant de la ou des pension(s) alimentaire(s) versée(s)	Oui
Ressources qui ne sont PAS prises en compte dans le calcul de l'éligibilité	
Le RSA, le RMI, le revenu suppl. temp. d'activité	Non
L'allocation d'éducation de l'enfant handicapé et ses compléments	Oui
L'allocation de rentrée scolaire	Non
La prestation d'accueil du jeune enfant, à l'exception du complément de libre choix d'activité qui doit être déclaré	Oui
Les bourses d'études des enfants sauf les bourses de l'enseignement supérieur qui doivent être déclarées	Non
Les indemnités et prestations versées aux volontaires en service civique	Non
Les primes de déménagement versées par l'organisme servant les prestations familiales	Non
Les majorations pour tierce personne ainsi que la prestation de compensation, l'allocation compensatrice	
L'allocation personnalisée d'autonomie	Non
Les prestations en nature d'assurance maladie, maternité, invalidité ou accident du travail (remboursement des frais de soins par la sécurité sociale)	Non
Les indemnités complémentaires et allocations de remplacement versées pour assurer le remplacement des personnes non salariées dans leur activité à l'occasion de leur maternité ou de leur congé de paternité	Non
L'indemnité en capital attribuée à la victime d'un accident du travail	Non
La prime de rééducation et le prêt d'honneur aux victimes d'un accident du travail ou d'une maladie professionnelle	Non
Les frais funéraires versés en cas de décès consécutif à un accident du travail ou à une maladie professionnelle	Non
Le capital-décès servi par un régime de sécurité sociale	Non
Les aides et secours financiers versés par des organismes à vocation sociale dont le montant ou la périodicité n'ont pas de caractère régulier ainsi que les aides et secours affectés à des dépenses concourant à l'insertion du bénéficiaire et de sa famille notamment dans les domaines du logement, des transports, de l'éducation et de la formation	Non
L'allocation du fonds de solidarité en faveur des anciens combattants d'Afrique du Nord (allocation différentielle ou allocation de préparation à la retraite), l'aide spécifique en faveur des conjoints survivants des membres des formations supplétives.	Oui mais information non disponible