

Le non-recours à la Couverture Maladie Universelle Complémentaire (CMUC) : résultats exploratoires et difficultés méthodologiques

Anne Legal¹

Comme le soulignait Catrice-Lorey (1976) dès les années 1970, « au stade de l'application des politiques sociales se pose la question de l'efficacité de l'action entreprise : quels sont les résultats obtenus et sont-ils conformes aux objectifs poursuivis ? ». Il semble en effet légitime de se demander si les efforts déployés lors de la mise en place d'une politique sociale atteignent réellement ceux à qui ils sont destinés. Tel est précisément l'objet de l'étude du non-recours (*non take up*) aux droits sociaux, qui renvoie à l'analyse de la situation rencontrée « lorsqu'une personne ne perçoit pas tout ou partie d'une prestation à laquelle elle a droit » [Van Oorschot *et al.*, 1996].

En France, et dans le domaine des politiques de santé plus particulièrement, la Couverture Maladie Universelle Complémentaire (CMUC), qui offre sous condition de ressources une couverture complémentaire gratuite, a justement été mise en œuvre au 1^{er} janvier 2000 afin de pallier les non-recours aux soins. Pourtant, ce dispositif semble paradoxalement donner lieu à un phénomène non négligeable de non-recours, si l'on se réfère à l'écart considérable entre l'estimation du nombre de bénéficiaires réalisée au moment du vote de la loi en 1998, entre 5,5 et 6 millions, et le nombre de bénéficiaires atteint aujourd'hui, 4,8 millions. Ce phénomène ne semble donc pas marginal et mérite une étude approfondie pour des raisons éthiques relatives à l'égalité de fait devant le droit social, mais également pour d'évidentes raisons de santé publique.

Mais comment repérer ces individus en situation de non-recours à la CMUC ? Pour mieux appréhender ce phénomène (en quantifiant son ampleur et en cernant les caractéristiques des individus concernés), encore faut-il en effet être capable d'identifier la population non-recourante. Or, contrairement aux bénéficiaires de prestation qui sont connus et facilement accessibles, « observer et chiffrer ce phénomène [de non-recours] s'avère [...] très malaisé puisqu'il s'agit de prendre la mesure de ce que l'on ne connaît pas » [Math, 1996].

Les différentes recherches internationales sur le non-recours aux prestations sociales, quoi que peu nombreuses hormis aux Etats-Unis, témoignent bien des difficultés méthodologiques rencontrées et des nombreux obstacles à contourner : erreurs de déclaration des individus lors de l'enquête (notamment concernant le revenu qui est souvent sous-déclaré), importance des taux de non-réponse à l'enquête, complexité des critères d'éligibilité de la prestation, etc. Pourtant, en dépit du peu de pays pour lesquels des estimations sont disponibles et des difficultés de chiffrage sous-jacentes, il semble que les taux disponibles de non-recours aux prestations sociales soient non négligeables, et ce quels que soient les pays et les dispositifs étudiés².

¹ LEGOS, Université Paris Dauphine.

² Pour ne citer que ces quelques exemples qui traduisent la variabilité des taux de non-recours obtenus pour la même prestation, le non-recours à l'Housing Benefit (aide au logement) en Grande-Bretagne varie entre 25 et 34% [Blundell *et al.*, 1988], le non-recours à l'Individuele Huursubsidie (aide au logement) au Pays-Bas avoisine un taux situé entre 30 et 40% [Warin, 2002] et l'estimation du non-recours au Sozialhilfe (revenu minimal garanti) en Allemagne est située entre 33 et 50% au cours des années 1980 [Warin, 2002]. Quant au taux de non-recours à Medicaid (assurance gratuite pour les plus démunis) aux Etats-Unis, celui-ci s'élevait en 2002 à 16,2% chez les enfants éligibles au programme [Selden *et al.*, 2004].

L'objectif de cet article est double : il s'agit à la fois de proposer un taux simple de non-recours à la CMUC et d'en identifier les déterminants. En particulier, nous nous interrogeons sur le caractère « volontaire » de ce phénomène, en testant la validité de deux hypothèses : la première justifie le non-recours à la CMUC par l'absence de besoin de soins liée à un meilleur état de santé (non-recours « volontaire » et rationnel) et la deuxième justifie le non-recours à la CMUC par le manque d'information et l'effet de stigmatisation, deux des facteurs explicatifs traditionnels du non-recours (non-recours subi). Alors que de nombreuses enquêtes contiennent des informations sur l'état de santé, il est plus difficile d'identifier dans une enquête le manque d'information et la stigmatisation³, rendant ainsi primordiale la question des indicateurs à retenir, même s'ils sont partiels. L'information sur l'existence d'une prestation provenant, outre de l'environnement immédiat, de deux principales sources, la source sociale (éducateurs, assistante sociale, etc.)⁴ et la source médicale, nous retenons comme indicateurs du manque d'informations l'absence d'intégration dans des circuits d'aide sociale (pas de RMI) et d'aide médicale (pas de recours au médecin, pas de prise en charge particulière au titre d'une affection longue durée par exemple). Par ailleurs, s'appuyant sur les résultats de la première étude s'étant intéressée d'un point de vue économique au rôle de la stigmatisation dans le processus de non-recours, nous approchons la stigmatisation associée à la CMUC par la proportion du nombre de diplômés parmi les non-recourants⁵.

Pour ce faire, nous proposons dans un premier temps, un cadre d'analyse sur le non-recours à un programme d'aide sociale en général, soulignant les difficultés de mesure du phénomène exposées dans la littérature et présentant deux principaux facteurs explicatifs du non-recours, que sont le manque d'information et la stigmatisation sociale. Puis, nous nous intéressons dans un deuxième temps au cas français de la CMUC : nous estimons un taux de non-recours au dispositif à partir de l'enquête Santé et Protection Sociale (SPS) de l'IRDES dans sa version 2004, en tenant compte des spécificités mêmes de cette enquête, puis nous analysons les caractéristiques sociodémographiques et de santé des individus concernés par le non-recours, avant de nous intéresser *in fine* aux déterminants de leur non-recours et de tester ainsi le caractère « volontaire » ou plutôt subi de ce dernier.

1. La littérature sur le non-recours

1.1. La difficulté de mesurer le non-recours

Alors que le non-recours aux prestations publiques est largement étudié aux Etats-Unis, les données statistiques et les analyses sur ce phénomène sont encore peu nombreuses en Europe, en raison des difficultés inhérentes à son analyse : la principale difficulté étant liée à la nécessité de disposer d'excellentes données d'enquête pour être en mesure d'identifier correctement l'éligibilité et le recours à la prestation. Concrètement, le non-recours peut être mesuré soit en réalisant une enquête spécifique auprès d'un échantillon d'individus susceptibles d'être éligibles au dispositif, soit à partir d'enquêtes existantes, dans lesquelles sont sélectionnés les ménages ou les individus qui remplissent les critères d'éligibilité au programme d'aide [Math, 1996]. La première approche permet de cibler la population d'intérêt et d'utiliser un questionnaire directement approprié à l'objectif de l'étude, mais son coût est particulièrement élevé, puisqu'elle nécessite

³ Comme le souligne Taylor-Gooby (1976), les individus qui ont le sentiment d'être stigmatisés peuvent avoir des difficultés à évoquer ce sentiment, le fait de reconnaître « être » stigmatisé étant en lui-même stigmatisant.

⁴ « Les travailleurs sociaux, principalement les assistantes sociales de quartier, sont un maillon essentiel pour l'accès aux politiques sociales [...] Ils jouent un rôle de filtre en orientant les personnes rencontrées vers les mesures qui les concernent » [Gilles-Simon *et al.*, 1999].

⁵ « Participation is also lowered by increases in education [...]. It is plausible, for example, that those with more education have developed greater feelings of stigma than those with less education » [Moffit, 1983].

d'avoir une taille d'échantillon suffisante, rendant ainsi son utilisation peu fréquente. La seconde approche est plus simple et moins onéreuse à mettre en œuvre, mais elle suppose néanmoins que l'on dispose d'une enquête de bonne qualité, contenant des informations précises portant à la fois sur les critères d'éligibilité, et en particulier sur les revenus dans le cas de l'analyse de prestations soumises à conditions de ressources, et sur le recours même à la prestation, ce qui limite sensiblement le nombre d'enquêtes directement utilisables.

Différentes méthodes permettent néanmoins de combler les insuffisances d'une enquête. Si celle-ci contient des informations sur les revenus, mais pas spécifiquement sur les prestations, ce qui est souvent le cas, des méthodes de simulation permettent d'estimer indirectement le nombre de personnes éligibles à partir de sources administratives qui contiennent des informations sur le nombre de personnes percevant effectivement la prestation⁶. A l'inverse, si les revenus sont mal renseignés, le recours à une seconde enquête s'impose pour imputer les revenus des individus qui présentent les mêmes caractéristiques pour l'année en question [Currie *et al.*, 1996 ; Selden *et al.*, 2004].

Par ailleurs, la grande majorité des études se basent sur des enquêtes réalisées à partir de questionnaires déclaratifs, sujets à différents types d'imprécisions qui entraînent des biais non négligeables dans l'estimation des taux de non-recours [Terracol, 2001]. Des effets mémoires peuvent ainsi conduire les répondants à sous-déclarer leurs revenus amenant dès lors à surestimer considérablement les taux de non-recours⁷, des confusions d'allocations peuvent également survenir lorsqu'un même organisme verse des prestations différentes, et enfin des effets de stigmatisation peuvent amener les individus à ne pas déclarer volontairement la perception de l'allocation pendant l'enquête. Enfin, notons que les taux de non-réponse aux enquêtes peuvent être non négligeables (certains individus refusant par exemple de donner des informations sur leurs revenus), constituant également un facteur de biais dans l'estimation du taux de non-recours.

Pour prendre en considération ces différentes sources de biais, les études empiriques ont adopté un large éventail de stratégies. Certains auteurs comparent leurs résultats avec d'autres sources (les registres administratifs, par exemple) pour mettre en évidence la fiabilité de leurs résultats [Blundell *et al.*, 1988 ; Blank, 1997]. D'autres analysent la sensibilité de leurs résultats aux erreurs de mesure en estimant des taux de recours selon différents scénarios. Kayser *et al.* (2000) montrent ainsi qu'une erreur de 10% en plus ou en moins dans le calcul du nombre d'éligibles au *Hilfe zum Lebensunterhalt* en Allemagne conduit à une variation du taux de recours à la prestation entre 26% et 48%. Enfin, des modèles économétriques peuvent être mobilisés pour corriger ces différents biais. La référence en la matière est la modélisation de Duclos (1995) pour le recours au *Supplementary Benefit* au Royaume-Uni en 1985 qui intègre les erreurs provenant des trois agents impliqués dans le fait de recourir ou non à la prestation (les agences responsables du versement de la prestation, les ménages ou individus éligibles à la prestation, les analystes du phénomène du non-recours).

Une fois contournées ces difficultés méthodologiques inhérentes à l'identification des individus éligibles non-recourants à un programme, les recherches se sont penchées sur les origines de ce phénomène de non-recours.

⁶ Mais recourir à la fois à des données administratives et à des données d'enquêtes peut aussi être sources d'erreurs, en raison de différences dans la définition des critères d'éligibilité : différences dans le calcul des revenus et salaires ou différences temporelles de période de référence pour la détermination de l'éligibilité [Hamel, 2006].

⁷ Selon des estimations de l'INSEE, les revenus sont en effet sous déclarés de l'ordre de 25 à 30% selon les enquêtes [Accardo *et al.*, 1996].

1.2. Les facteurs explicatifs du non-recours

Toutes les études sur le non-recours aux prestations sociales mettent en exergue le rôle majeur joué par les problèmes d'informations dans le processus de non-recours [Van Oorschot *et al.*, 1996 ; Hernanz *et alii*, 2004], et soulignent également l'impact de la stigmatisation, bien que celui-ci soit plus délicat à repérer.

Le manque d'informations

Les problèmes d'informations sont à la fois nombreux et complexes : ignorance de l'existence des dispositifs, mauvaise assimilation des règles, méconnaissance de sa propre éligibilité, mauvaise connaissance des procédures et des lieux où s'adresser [Math, 1996]. L'étude de Coe (1979) montre ainsi que seulement 41,3% des familles éligibles aux *Foods Stamps* (coupons alimentaires américains) en bénéficiaient en 1976. La principale raison évoquée par les familles non-recourantes étant le manque d'information sur leur éligibilité, la plupart pensaient simplement ne pas y avoir droit. Ceci confirme les résultats de l'expérience de terrain de Daponte *et al.* (1999) qui montrent que le taux de participation au sein des ménages éligibles aux *Foods Stamps* augmente significativement lorsque ces derniers sont informés du montant de leurs droits.

Certaines études s'interrogent également sur le rôle indirect joué par l'information. Dorsett *et al.* (1991) testent ainsi l'effet de l'allocation d'une prestation sur le recours à une autre prestation et montrent que les interactions entre les deux sont importantes : l'allocation au *Housing Benefit* (HB) augmente la probabilité de recourir au *Family Income Supplement* (FIS) de 13% et inversement, l'allocation au FIS augmente la probabilité de recourir au HB de 4%. Ces interactions « positives » entre les prestations s'expliqueraient par les économies d'échelle réalisées lors de l'acquisition de l'information pour la première prestation et par l'habitude des procédures administratives.

La stigmatisation sociale

Le terme de « stigma social », que l'on trouve à l'origine dans la littérature sociologique, se définit dans le champ de la science économique comme une forme de désutilité augmentant avec la participation à un programme d'aide sociale [Moffit, 1983]. S'intéressant aux femmes éligibles à *The Aid to Families with Dependent Children*, Moffit (1983) modélise deux types de stigma, ceux qui sont fixes (qui réduisent l'utilité des agents qui reçoivent l'aide publique) et ceux qui sont variables (et dont l'effet sur l'utilité individuelle augmente avec le montant de la prestation). Il montre que seuls les stigma fixes, liés à la seule perception de la prestation, sont significatifs. Par la suite, d'autres études se sont penchées sur ce phénomène de stigmatisation et ont montré que la condition de ressources d'une prestation pouvait également être un facteur de stigma [Van Oorschot *et al.*, 1996]. Enfin, comme le souligne une étude de l'OCDE [Hernanz *et alii*, 2004], la stigmatisation générée par le versement d'une allocation publique peut être d'un degré variable, certaines prestations étant moins stigmatisantes car moins marquées d'une coloration assistancielle que d'autres (l'assurance chômage *versus* les minima sociaux, par exemple).

2) Le cas français : les non-recourants à la CMUC

2.1. Comment aborder la question du non-recours à la CMUC ?

Les critères d'éligibilité à la CMUC sont *a priori* relativement simples à respecter : sont éligibles à la CMUC, les individus qui résident en France de manière stable et régulière, depuis plus de trois mois, et dont les ressources sur les douze mois précédents la demande auprès d'une caisse d'assurance maladie sont inférieures à un plafond⁸. Pour autant, étudier le non-recours à la CMUC nécessite également de disposer de données d'enquête appropriées et de bonne qualité pour repérer correctement la population éligible et le recours à la prestation. Diverses sources d'informations sont certes disponibles en France mais leur principal inconvénient réside dans leur absence de représentativité : soit elles ne s'intéressent qu'aux populations marginales (comme l'association Médecins du Monde), soit au contraire, elles ne les prennent pas en considération (comme les données de la Caisse Nationale d'Allocations Familiales). En revanche, des enquêtes régulières, représentatives cette fois-ci de la population générale, rendent compte de consommations de prestations, à partir desquelles des estimations en termes de taux de non-recours sont possibles. C'est notamment le cas dans le domaine de la santé avec l'enquête Santé et Protection Sociale (SPS) de l'IRDES. Cette enquête, déclarative et représentative d'environ 96% des ménages français, est menée auprès d'un échantillon aléatoire de 8 000 ménages, soit environ 22 000 individus, et contient des informations à la fois sur la situation socio-économique de l'individu (revenu, mode de vie), sur son état de santé, ainsi que sur la détention ou non de la CMUC, ce qui fait de cette enquête une source d'information particulièrement adaptée à l'analyse du non-recours à la CMUC.

La méthodologie utilisée repose donc sur un traitement statistique de cette enquête SPS dans sa version 2004⁹. Concrètement, la population éligible à la CMUC correspond aux individus situés dans la première tranche de revenus telle qu'elle est définie dans l'enquête, c'est-à-dire celle pour laquelle les revenus par unité de consommation sont inférieurs à 550 euros par mois, avoisinant ainsi le seuil légal en vigueur au 1^{er} juillet 2004 de 576,13 euros mensuels¹⁰. Le critère d'éligibilité selon le niveau de vie étant défini pour les ménages, ce sont eux que nous retenons comme unité. L'échantillon de travail ainsi obtenu s'élève à 438 chefs de ménages potentiellement éligibles à la CMUC en 2004.

Cet échantillon se décompose en fonction du statut vis-à-vis de la complémentaires en 128 chefs de ménage déclarant bénéficiant de la CMUC, 251 déclarant bénéficiant d'une couverture complémentaire privée et 59 déclarant être sans couverture complémentaire.

⁸ Ce plafond varie selon la composition du foyer (il est majoré de 50% pour la deuxième personne, de 30% pour les troisième et quatrième personnes, et de 40% à partir de la cinquième personne) et s'élève à 606€ depuis le 1^{er} juillet 2007 pour une personne seule vivant en France métropolitaine.

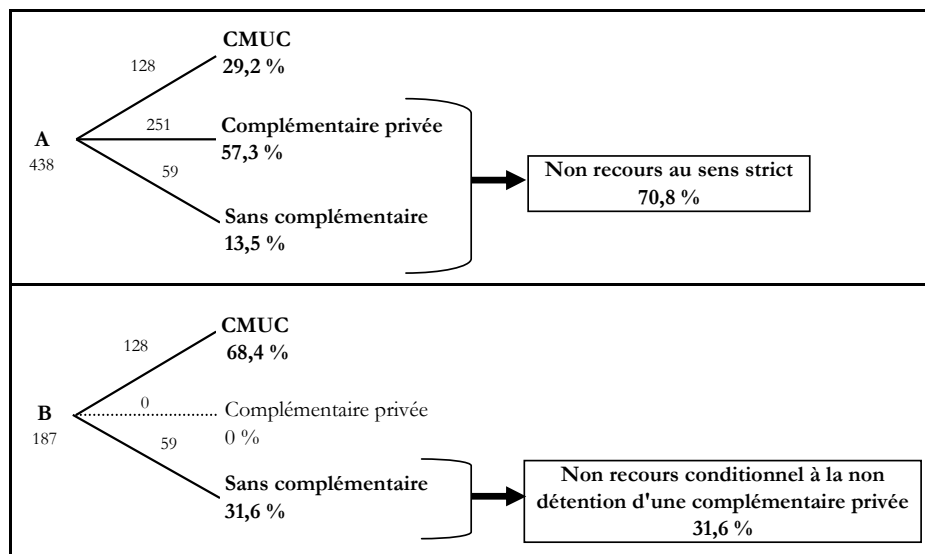
⁹ Il nous est malheureusement impossible, comme il est d'usage dans l'analyse du non-recours aux prestations sociales, d'enrichir ces données d'enquêtes à l'aide de données administratives, en utilisant en particulier les données de l'Echantillon Permanent d'Assurés Sociaux (EPAS) de la CNAMTS, en raison de l'absence d'informations sur le statut vis-à-vis de la complémentaire. Seuls les individus bénéficiant de la CMUC et ayant engagés récemment des soins sont identifiés dans l'EPAS, les autres individus (bénéficiaires de la CMUC sans dépenses de santé, individus sans complémentaire, individus bénéficiant d'une complémentaire privée) ne peuvent être distingués les uns des autres.

¹⁰ Nous utilisons les revenus déclarés en tranches, qui sont plus fiables et mieux renseignés que ceux déclarés en niveaux (les trois quarts de l'ensemble des ménages de l'enquête ont fourni des informations sur leurs revenus en tranches, contre seulement les deux tiers pour les revenus en niveaux). Par ailleurs, la non-réponse à la question sur le statut vis-à-vis de la complémentaire s'élève à 0,3% et est par conséquent négligeable.

2.2. Estimation d'un taux de non-recours à la CMUC

Comme l'illustrent la variation des taux de non-recours obtenus pour une même prestation, les choix effectués, et en particulier la définition même du non-recours retenue, influent fortement sur le niveau du non-recours. Son analyse appliquée la CMUC ne déroge pas à cette règle. Ainsi, si on considère l'ensemble des chefs de ménage éligibles à la CMUC, le taux de non-recours au sens strict (part des ménages ayant déclaré ne pas bénéficier de la CMUC parmi l'ensemble des 438 ménages potentiellement éligibles) s'élève alors à 70,8 % (Figure 1, schéma A). Même si une partie des individus déclarant être couverts par une complémentaire privée, alors qu'ils sont éligibles à la CMUC, ont certainement bien une couverture santé liée à un emploi présent ou passé, leur proportion particulièrement élevée (plus de la moitié des éligibles à la CMUC) reste tout de même surprenante. Elle laisse supposer des erreurs à la fois dans la déclaration de revenus et dans celle de détention de complémentaire santé¹¹. Alors que les mauvaises déclarations de revenus peuvent être corrigées (mais une recherche antérieure a déjà montré que de telles corrections ne modifiaient pas les résultats obtenus dans l'analyse du non-recours à la CMUC [Dufour *et al.*, 2006]), les mauvaises déclarations de complémentaire sont quant à elles plus difficiles à contourner. Elles semblent pourtant être la principale explication de ce taux élevé de déclaration de détention de complémentaire privée. Certains individus déclarant bénéficier d'une complémentaire privée doivent en réalité être sans aucune complémentaire, dans le cas d'une méconnaissance totale de leur statut, ou être bénéficiaires de la CMUC, dans le cas de la peur de la stigmatisation ou d'une simple confusion avec le dispositif de la CMU dans son ensemble. En étant dans l'impossibilité de corriger ces mauvaises déclarations de détention de complémentaire, nous décidons qu'il est plus sage d'exclure les bénéficiaires de complémentaires privées de l'analyse et de se concentrer sur les deux sous-populations pour lesquelles les mauvaises erreurs de déclaration sont *a priori* minimales : les bénéficiaires de la CMUC et les individus sans complémentaire (Figure 1, schéma B). Le taux de non-recours conditionnel à la non détention d'une complémentaire privée s'élève alors à 31,6% en 2004.

Figure 1 : Répartition des chefs de ménage de la première tranche de revenus en fonction de leur déclaration de détention d'une complémentaire



¹¹ Des résultats similaires avaient été obtenus sur les données ESPS 2002, témoignant ainsi de la constance des résultats de l'enquête sur la période 2002-2004.

Ce taux de non-recours à la CMUC de 31,6 %, quoique relativement cohérent avec ceux obtenus pour d'autres prestations sociales, reste néanmoins fragile et doit être considéré avec précaution puisqu'il dépend non seulement des choix effectués lors de la composition de l'échantillon de travail mais également des incontournables mauvaises déclarations de revenus et de détention de complémentaire¹². Quoiqu'il en soit, ce taux met en avant le fait que le non-recours à la CMUC s'élève à un niveau non négligeable et justifie que l'on s'intéresse à la population non-recourante pour mieux cerner ses caractéristiques et les déterminants de ce non-recours.

2.3. Caractéristiques des individus sans complémentaire

Caractéristiques sociodémographiques

L'analyse des caractéristiques sociodémographiques des populations bénéficiaires de la CMUC et sans complémentaires alors qu'éligibles à la CMUC met en avant des différences importantes de structure de populations, et ce quelles que soient les caractéristiques étudiées (Tableau 3 en annexes)¹³. Ainsi, les individus sans complémentaire santé sont nettement plus souvent des hommes et des individus âgés que les bénéficiaires de la CMUC : les trois quarts d'entre eux sont des hommes contre la moitié chez les bénéficiaires de la CMUC, et plus d'un quart est âgé de plus de 65 ans contre un peu plus de 1% chez les bénéficiaires de la CMUC¹⁴. En lien avec le résultat précédent relatif à l'âge, les individus sans complémentaire santé sont pour plus d'un quart d'entre eux retraités ou veufs (les bénéficiaires de la CMUC ne sont que 3,9% dans cette situation) et proportionnellement moins souvent chômeurs que les bénéficiaires de la CMUC (32,2% versus 46,9%). Par ailleurs, les individus sans complémentaire ont un niveau d'études plus élevé que les bénéficiaires de la CMUC, en étant plus souvent diplômés du supérieur (20,3% versus 9,4%), et ils appartiennent nettement moins souvent à des familles monoparentales que les bénéficiaires de la CMUC (seulement 10,2% contre 33,6%)¹⁵. Enfin, les individus sans complémentaire ne perçoivent pas pour la grande majorité d'entre eux le RMI et l'aide au logement, contrairement aux bénéficiaires de la CMUC qui y ont recours pour les deux tiers d'entre eux.

Etat de santé et recours au médecin

L'état de santé est ici mesuré par les trois questions du mini-module européen utilisées dans de nombreuses enquêtes (l'état de santé perçue, la morbidité chronique ressentie et la limitation d'activité à cause d'un problème de santé) auxquelles s'ajoute une question sur le fait d'être couvert à 100% par la Sécurité Sociale (exonération du ticket modérateur) pour une affection

¹² Notons simplement que Boisguérin (2007) obtient, à partir de l'Enquête auprès des bénéficiaires de minima sociaux en 2006, un taux de non-recours à la CMUC similaire (légèrement supérieur à 30%) mais ce taux est difficilement comparable avec le nôtre car il s'appuie sur un échantillon de travail composé de personnes sorties récemment des minima sociaux (RMI, API et ASS) et de personnes toujours allocataires de ces minima, et n'est donc pas représentatif de l'ensemble des éligibles à la CMUC. Par ailleurs, les résultats de cette étude montrent également que la majorité des personnes de l'échantillon éligibles à la CMUC, mais n'en bénéficiant pas, sont déjà couvertes par un organisme complémentaire, si bien que le même choix a été effectué d'exclure les individus ayant souscrit à une complémentaire privée pour l'analyse des caractéristiques des individus en situation de non-recours à la CMUC.

¹³ Toutes les différences sociodémographiques exposées ci-dessous sont statistiquement significatives au seuil de 1%, sauf celle concernant le type de ménage qui est statistiquement significative à 5%.

¹⁴ Cette présence accrue des « plus de 65 ans » déclarant être sans complémentaire santé, alors qu'éligibles à la CMUC, reflète bien les problèmes de mesure de l'éligibilité : ces individus ne peuvent être tous en situation de non-recours à la CMUC, pour la simple raison qu'ils ne sont *a priori* pas éligibles au dispositif. Les individus de plus de 65 ans aux revenus très modestes (inférieurs à 587,74 euros en 2004) ont en effet droit au minimum vieillesse, une prestation différentielle qui leur garantit des ressources supérieures au seuil d'éligibilité de la CMUC, les excluant ainsi de ce dispositif.

¹⁵ Ce résultat va de pair avec celui trouvé précédemment pour le sexe : les individus sans complémentaire santé étant plus souvent de sexe masculin, il est logique qu'ils soient moins concernés par les situations de monoparentalité (94,5% des chefs de ménage de famille monoparentale éligibles à la CMUC sont en effet des femmes).

longue durée (ALD). Les résultats des statistiques descriptives brutes, sans correction des effets d'âge et de sexe (Tableau 4 en annexes) ne laissent entrevoir aucune différence significative concernant l'état de santé perçu, la morbidité chronique ressentie et la limitation d'activité à cause d'un problème de santé. Seul le résultat concernant l'exonération du ticket modérateur lié à l'existence d'une ALD est significatif au seuil de 1% : les individus sans complémentaire seraient moins souvent concernés par cette exonération que les bénéficiaires de la CMUC (30,5% versus 62,5%). La prise en compte des spécificités en termes d'âge et de sexe observées précédemment afin de rendre comparables ces deux populations accentue les résultats obtenus mais ne les modifie pas pour autant : à âge et sexe comparables, les individus sans complémentaire ont un état de santé similaire à celui observé pour les bénéficiaires de la CMUC, si ce n'est qu'ils bénéficient sensiblement moins souvent d'une exonération du ticket modérateur pour ALD (25,6% versus 67,8%)¹⁶.

Quant au recours au médecin, tant généraliste que spécialiste, aucune différence significative n'est observée entre les deux populations, même après correction des effets d'âge et de sexe (Tableau 4) : les individus sans complémentaires déclarent aussi souvent que les bénéficiaires de la CMUC avoir consulté au moins une fois dans l'année un généraliste ou un spécialiste.

L'hypothèse selon laquelle le non-recours à la CMUC serait éventuellement « volontaire », lié à un meilleur état de santé et à un recours moins fréquent au médecin doit donc *a priori* être rejetée. La modélisation logistique des déterminants du non-recours vient nuancer ce résultat.

2.5. Modélisation logistique des déterminants du non-recours à la CMUC

Nous nous intéressons ici à l'impact de certaines caractéristiques sur la probabilité de non-recours à la CMUC, toutes choses égales par ailleurs. Reprenant la distinction précédemment effectuée sur les types de non-recours, nous obtenons deux modèles logit dichotomiques distincts : le modèle A analysant la probabilité de non-recours au sens strict, d'une part, et le modèle B analysant la probabilité de non-recours conditionnel à la non détention d'une complémentaire privée, d'autre part. Nous enrichissons également l'étude du modèle C qui s'intéresse à la probabilité de déclarer seulement une complémentaire privée plutôt que la CMUC (Tableau 5). L'intégration de l'ensemble des variables précédemment étudiées au sein de mêmes modèles logistiques ne souligne pas de différences fondamentales dans l'analyse des déterminants du non-recours entre les modèles A et B. Toutefois, pour les raisons précédemment évoquées de mauvaises déclarations de détention de complémentaire, nous centrons l'analyse sur le modèle B relatif aux seuls individus sans complémentaire.

Les résultats de la modélisation logistique du modèle B montrent ainsi que sur les quatre variables sociodémographiques étudiées (le sexe, l'âge, le niveau d'étude et le type de ménage), seules les variables d'âge et de niveau d'études ont un impact sur la probabilité de non-recours à la CMUC : celle-ci augmente très sensiblement avec l'âge et elle est plus forte pour les individus ayant un niveau d'études supérieur que pour les individus non scolarisés ou d'un niveau d'études inférieur au CEP¹⁷. L'analyse de l'état de santé offre un résultat intéressant : alors que l'état de santé perçu par le chef de ménage lui-même n'avait pas d'impact sur la probabilité de non-recours, comme les statistiques descriptives pouvaient le laisser supposer, nous nous sommes intéressés à l'état de santé minimal perçu dans le ménage. Le résultat montre que lorsque cet état de santé minimal perçu dans le ménage est considéré comme très bon ou bon, la probabilité de ne pas recourir à la

¹⁶ La population de référence est constituée de l'ensemble des éligibles à la CMUC, c'est-à-dire de l'ensemble des individus de la première tranche de revenus.

¹⁷ Ce dernier résultat n'est cependant significatif qu'au seuil de 10%.

CMUC augmente significativement. De même, être exonéré du ticket modérateur pour affection longue durée (ALD) a un impact significativement négatif sur la probabilité de non-recours à la CMUC. Par ailleurs, on n'observe aucun effet de l'absence de recours au médecin généraliste durant l'année sur la probabilité de non-recours à la CMUC, et un effet très faiblement significatif de l'absence de recours au médecin spécialiste. En revanche, le bénéfice du RMI a un impact positif extrêmement marqué sur la probabilité de non-recours à la CMUC, contrairement à l'aide au logement qui ne ressort pas dans ce modèle.

Tableau 5 : Analyse de la probabilité de non-recours à la CMUC

Variabiles explicatives	Modèle A : P(ss cc +ccpr) ¹⁸	Modèle B : P(ss cc) ¹⁹	Modèle C : P(ccpr)
Constante	- 6,23***	- 7,69***	- 6,79***
Caractéristiques sociodémographiques			
<i>Sexe du chef de ménage</i>			
Femme	ns	ns	1,23* (3,44)
Homme	ref.	ref.	ref.
<i>Age du chef de ménage</i>			
	0,07*** (1,07)	0,07*** (1,07)	0,06*** (1,06)
<i>Niveau d'étude du chef de ménage</i>			
Non scolarisé, inf. au CEP	ref.	ref.	ref.
1 ^{er} cycle, 2 nd cycle, bac.	ns	ns	ns
Supérieur	1,88*** (6,55)	1,74* (5,69)	2,00** (7,39)
Autre, non renseigné	ns	ns	4,15** (63,39)
<i>Type de ménage</i>			
Personne seule	ns	ns	- 1,44** (0,24)
Couple sans enfant	ns	ns	ns
Couple avec enfants	ref.	ref.	ref.
Famille monoparentale	- 1,33* (0,26)	ns	- 1,81** (0,17)
Autres configurations	ns	ns	ns
Etat de santé			
<i>Etat de santé minimal perçu dans le ménage</i>			
Très bon ou bon	1,07** (2,93)	1,74** (5,71)	1,16* (3,19)
Moyen, mvs ou très mvs	ref.	ref.	ref.
Non renseigné	ns	ns	ns
<i>Maladie chronique du chef de ménage</i>			
Oui	1,01* (2,76)	1,71** (5,55)	ns
Non	ref.	ref.	ref.
Non renseigné	ns	ns	ns
<i>Limitation dans les activités quotidiennes du chef de ménage</i>			
Oui	ref.	ref.	ref.
Non	ns	ns	ns
<i>Exonération du ticket modérateur du chef de ménage</i>			
Oui	- 2,42*** (0,09)	- 1,84*** (0,16)	- 2,65*** (0,07)
Non	ref.	ref.	ref.
Recours au médecin du chef de ménage			
<i>Au moins une consultation de généraliste durant l'année</i>			
Oui	ref.	ref.	ref.
Non	ns	ns	ns
Non renseigné	ns	ns	ns
<i>Au moins une consultation de spécialiste durant l'année</i>			
Oui	ref.	ref.	ref.
Non	ns	1,06* (2,88)	ns
Non renseigné	ns	ns	ns
Perception d'aides			
<i>RMI dans le ménage</i>			
Oui	ref.	ref.	ref.
Non	4,04*** (56,75)	2,72*** (15,04)	5,45*** (233,47)
<i>Aide au logement</i>			
Oui	ref.	ref.	ref.
Non	0,81** (2,26)	ns	1,13*** (3,11)
Source : ESPS 2004 avec comme population de référence les bénéficiaires de la CMUC.			
Lecture : un coefficient positif accroît la probabilité de non-recours par rapport à la modalité de référence avec *** significatif à 1% ; ** significatif à 5% ; * significatif à 10% ; ns non significatif.			
Les odds ratio sont entre parenthèses.			

¹⁸ Non-recours au sens strict.

¹⁹ Non-recours conditionnel à la non détention d'une complémentaire.

Conclusion et voies de recherches

Comme l'ont souligné les précédentes études portant sur le non-recours à des prestations sociales, l'identification de la population éligible et de celle non-recourante à une prestation est sujette à de nombreuses difficultés et nécessite des données d'excellentes qualités, rarement disponibles. Même si l'enquête SPS nous a permis d'estimer un taux de non-recours à la CMUC de 31,6%, celui-ci doit cependant être considéré avec beaucoup de précaution, en raison des mauvaises déclarations de détention de complémentaire.

En ne sélectionnant au final que les individus sans complémentaire alors qu'*a priori* éligibles à la CMUC, afin de nous assurer de leur réel non-recours, nous avons pu mieux cerner les caractéristiques des non-recourants et discuter en particulier l'idée selon laquelle leur non-recours serait « volontaire », lié à un meilleur état de santé. Math (1996) soulignait à ce sujet que « le non-recours « volontaire », celui qui résulterait d'un arbitrage de l'individu pesant les avantages et les inconvénients de demander une prestation, demeure le plus souvent très minoritaire » et concerne « les prestations pour lesquelles seul un faible différentiel peut être perçu ». Les résultats de cette étude apportent des précisions à cette affirmation. Nous avons ainsi pu observer que les individus sans complémentaire n'étaient pas en meilleur état de santé que les bénéficiaires de la CMUC, qu'ils étaient aussi nombreux à ne pas avoir consulté de médecin durant l'année, et que de manière attendue, leur état de santé propre et leur absence de recours au médecin n'expliquaient pas leur non-recours à la CMUC²⁰. Mais nous avons pu remarquer parallèlement que la prise en considération d'un très bon ou d'un bon état de santé des autres membres du ménage augmentait, elle, la probabilité de non-recours à la CMUC. Par conséquent, ce ne serait donc qu'à partir du moment où l'ensemble du ménage, et en particulier peut-être les enfants, serait en bonne santé que nous assisterions éventuellement à un non-recours à la CMUC que l'on pourrait qualifier de « volontaire » et rationnel.

Par ailleurs, l'hypothèse expliquant le non-recours à la CMUC par un manque d'information liée à une non intégration dans les circuits d'aide sociale et d'aide médicale semble être vérifiée. Nous observons en effet un lien extrêmement fort entre l'absence de bénéfice du RMI et l'absence de recours à la CMUC²¹, se justifiant simplement par le fait que quiconque a des droits ouverts au RMI est reçu par une assistante sociale qui l'informe de ses autres droits, y compris de celui de bénéficier de la CMUC. La prise en charge sociale liée à l'aide au logement étant minime, il est logique que nous n'observions pas réellement de lien entre l'absence de cette aide et l'absence de recours à la CMUC. Parallèlement, nous remarquons également un lien extrêmement marqué entre l'absence d'exonération du ticket modérateur pour affection longue durée et le non-recours à la CMUC. Les individus sans complémentaires étant nettement moins souvent atteints d'une ALD que les bénéficiaires de la CMUC, ils ne bénéficient pas d'une prise en charge importante sur le plan médical qui pourrait constituer une autre source d'information sur l'existence de la CMUC et favoriser tout naturellement un recours plus accru à la CMUC.

Enfin, notre étude montre que les individus ayant un niveau d'étude supérieur ont une probabilité plus forte que ceux jamais scolarisés d'être en situation de non-recours, laissant ainsi supposer l'existence d'un effet stigmatisation associé à la CMUC²².

²⁰ Ce résultat confirme celui de Boisguérin (2007) qui montre que l'absence de besoin de la CMUC liée à une bonne santé ressentie n'explique qu'à hauteur de 3% le non-recours à la CMUC chez les bénéficiaires de minima sociaux.

²¹ Ce résultat rejoint une fois de plus celui de Boisguérin (2007) qui montre que le recours à la CMUC des allocataires des minima sociaux est plus fréquent lorsqu'ils sont encore dans le dispositif des minima sociaux plutôt que lorsqu'ils en sont récemment sortis.

²² Ce résultat est plus marqué pour les individus déclarant bénéficier d'une complémentaire privée que pour ceux sans complémentaire.

Quoi que les indicateurs retenus dans cette étude soient extrêmement partiels, il rejoignent les conclusions d'une série d'entretiens menés auprès d'individus bénéficiaires du RMI [Dufour *et al.*, 2006] qui mettaient en avant le rôle clé joué par l'information dans le processus de non-recours à la CMUC, ainsi que l'importance de la stigmatisation associée au bénéfice de la CMUC, particulièrement pour les individus à haut niveau de diplôme. Mais de manière générale, les enquêtes préexistantes, dont l'enquête SPS, étant sujettes à de nombreuses imperfections pour analyser le non-recours à une prestation sociale, la réalisation d'une enquête spécifique auprès d'un échantillon d'individus susceptibles d'être éligibles, semble être la solution la plus appropriée et constituera l'approfondissement de cette recherche.

- ACCARDO J., FALL M. (1996), « La mesure des revenus dans les enquêtes ménages et fiabilité des indicateurs d'inégalités dérivés », *Document de travail*, INSEE.
- BLANK R. (1997), « What cause public assistance caseloads to grow? », *National Bureau of Economic Research*, Working Paper, n°6343.
- BLUNDELL R., FRY V., WALKER I. (1988), « Modelling the Take-up of Means-Tested Benefits: The Case of Housing Benefits in the United Kingdom », *The Economic Journal*, vol. 98, n°390, Supplement: Conference Papers, pp. 58-74.
- BOISGUÉRIN B. (2007), « Les allocataires des minima sociaux : CMU, état de santé et recours aux soins », *Etudes et Résultats*, n°603, DREES.
- CATRICE-LOREY A. (1976), « Inégalités d'accès aux systèmes de protection sociale et pauvreté culturelle », *Revue française des affaires sociales*, vol. 30, n°47.
- CURRIE J., GRUBER J. (1996), « Health insurance eligibility, utilization of medical care, and child health », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 111, n°2, pp. 431-466.
- DUCLOS J.-Y. (1995), « Modelling the take-up of state support », *Journal of Public Economics*, vol. 58, pp. 391-415.
- DUFOUR S., LEGAL A., WITTEW J. (2006), *Comprendre les causes du non-recours à la CMUC*, Rapport pour le Fonds de Financement de la CMU, LEGOS, 80 pages.
- GILLES-SIMON M-O., LEGROS M. (1996), « Le non recours chez les plus pauvres : une approche empirique », in *Recherches et Prévisions*, CNAF, n° 43, p. 51-58.
- HAMEL M.-P (2006), *Le non-recours aux prestations sociales chez les populations vivant en situation de précarité et d'exclusion*, Rapport présenté à la direction générale de l'action sociale, CEVIPOF, 200 pages.
- HERNANZ V., MALHERBET F., PELLIZZARI M. (2004), « Take-Up of Welfare Benefits in OECD Countries : A Review of the Evidence », *OECD Social Employment and Migration Working Papers*, N°17, OECD Publishing, 47 pages.
- KAYSER H., FRICK R. (2000), « Take it or leave it : Non-Take-up behaviour of Social Assistance in Germany », *DIW Discussion Paper* 210.
- MATH A. (1996), « Le non-recours en France : un vrai problème, un intérêt limité », *Recherches et Prévisions*, n° 43, pp. 23-31.
- MOFFIT R. (1983), « An Economic Model of Welfare Stigma », *American Economic Review*, vol. 735, pp. 1023-1035.
- SELDEN T. M., HUDSON J. L., BANTHIN J. S. (2004), « Tracking Changes In Eligibility And Coverage Among Children, 1996-2002 », *Health Affairs*, vol. 23, n°5, pp. 39-50.
- SIMON M.-O., LEGROS M. (1999), « Le non-recours chez les plus pauvres: une approche empirique », *Recherches et Prévisions*, n° 43, pp. 51-58.
- TAYLOR-GOOPY P. F. (1976), « Rent Benefits and Tenants' Attitudes, The Batley Rent Rebate and Allowance Study », *Journal of Social Policy*, vol. 5, n°1, pp. 36-37.
- TERRACOL A. (2001), « Coûts de perception et taux de non-recours aux prestations sous conditions de ressources », Working Paper, TEAM, Université Paris 1.
- VAN OORSCHOT W., MATH A. (1996), « La question du non-recours aux prestations sociales », *Recherches et Prévisions*, n° 43, pp. 5-17.

ANNEXES

Tableau 3 : Structure de la population à couverture maladie donnée

En % colonne	CMUC		Sans complémentaire	
	Effectifs	%	Effectifs	%
<i>Sexe du chef de ménage</i>				
Femme	62	48,4 %	15	25,4 %
Homme	66	51,6 %	44	74,6 %
<i>Age du chef de ménage</i>				
0-45 ans	72	56,2 %	20	33,9 %
45-64 ans	54	42,2 %	23	39 %
65 ans et plus	2	1,6 %	16	27,1 %
<i>Occupation principale du chef de ménage</i>				
Actif	32	25,0 %	17	28,8 %
Chômeur	60	46,9 %	19	32,2 %
Retraité/veuf	5	3,9 %	18	30,5 %
Autre inactif ou non réponse	31	24,2 %	5	8,5 %
<i>Niveau d'étude du chef de ménage</i>				
Jamais scolarisé ou inf au CEP	32	25,0 %	17	28,8 %
1 ^{er} et 2 nd cycle, bac.	83	64,8 %	26	44,1 %
Supérieur	12	9,4 %	12	20,3 %
Autre	1	0,8 %	4	6,8 %
<i>Type de ménage</i>				
Personne seule	31	24,2 %	15	25,4 %
Couple sans enfant	10	7,8 %	11	18,6 %
Couple avec enfant(s)	35	27,4 %	18	30,5 %
Famille monoparentale	43	33,6 %	6	10,2 %
Autre	9	7,0 %	9	15,3 %
<i>Nombre de personnes dans le ménage</i>				
1 personne	31	24,2 %	15	25,4 %
2 personnes	31	24,2 %	14	23,8 %
3 ou 4 personnes	39	30,5 %	14	23,7 %
5 personnes ou plus	27	21,1 %	16	24,1 %
<i>Perception du RMI par au moins une personne du ménage</i>				
Oui	81	63,3 %	5	8,5 %
Non	47	36,7 %	54	91,5 %
Non renseigné	0	0,0 %	0	0,0 %
<i>Bénéficiaire de l'aide au logement</i>				
Oui	83	64,8 %	21	35,6 %
Non	45	35,2 %	38	64,4 %
Non renseigné	0	0,0 %	0	0,0 %
Total	128	100 %	59	100 %
Source : ESPS 2004 Champ : individus éligibles à la CMUC (revenus inférieurs à la première tranche)				

Tableau 4 : Etat de santé et recours au médecin des bénéficiaires de la CMUC et des individus sans complémentaire éligibles à la CMUC

% colonne	Non corrigé des effets d'âge et de sexe		Corrigé des effets d'âge et de sexe	
	CMUC	Sans compl.	CMUC	Sans compl.
ETAT DE SANTE				
<i>Etat de santé perçu du chef de ménage</i>				
Très bon ou bon	43,0 %	44,1 %	37,6 %	48,8 %
Moyen, mauvais, très mauvais	43,0 %	35,6 %	39,7 %	34,0 %
Non renseigné	14,0 %	20,3 %	22,7 %	17,2 %
<i>Maladie chronique</i>				
Oui	26,5 %	32,2 %	20,5 %	25,7 %
Non	47,7 %	35,6 %	40,3 %	42,9 %
Non renseigné	25,8 %	32,2 %	39,2 %	31,4 %
<i>Limitation dans les activités quotidiennes</i>				
Oui	25,0 %	30,5 %	26,2 %	24,5 %
Non	55,5 %	50,8 %	47,0 %	59,2 %
Non renseigné	19,5 %	18,6 %	26,8 %	16,3 %
<i>Exonération du ticket modérateur</i>				
Oui	62,5 %	30,5 %	67,8 %	25,6 %
Non	37,5 %	69,5 %	32,3 %	74,4 %
RECOURS AU MEDECIN				
<i>Au moins une consultation de généraliste durant l'année</i>				
Oui	72,7 %	62,7 %	65,8 %	66,0 %
Non	13,3 %	17,0 %	11,7 %	16,6 %
Non renseigné	14,0 %	20,3 %	22,5 %	17,4 %
<i>Au moins une consultation de spécialiste durant l'année</i>				
Oui	43,7 %	30,5 %	40,2 %	32,7 %
Non	43,0 %	49,2 %	38,0 %	49,1 %
Non renseigné	13,3 %	20,3 %	21,8 %	18,2 %
Source : calculs effectués sur 128 ménages bénéficiaires de la CMUC et 59 ménages sans couverture éligibles à la CMUC dans ESPS 2004.				
Note : la population de référence est constituée des chefs de ménage de la première tranche de revenus.				