



Le non-recours aux aides sociales sous conditions de ressources

Sylvain Chareyron

► To cite this version:

Sylvain Chareyron. Le non-recours aux aides sociales sous conditions de ressources. Economies et finances. Université Paris-Est, 2016. Français. NNT : 2016PESC0045 . tel-01514586

HAL Id: tel-01514586

<https://theses.hal.science/tel-01514586>

Submitted on 26 Apr 2017

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

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



**THÈSE DE DOCTORAT
D'UNIVERSITÉ PARIS-EST**

ÉCOLE DOCTORALE N° 530

Organisations, Marchés, Institutions

Spécialité : Sciences Économiques

par

Sylvain CHAREYRON

**Le non-recours aux aides sociales sous conditions de
ressources**

Thèse dirigée par François LEGENDRE et Yannick L'HORTY

Thèse soutenue le 28 Septembre 2016

Composition du Jury :

Olivier BARGAIN, Professeur à Aix-Marseille Université, Rapporteur

Antoine TERRACOL, Professeur à l'Université Paris 8, Rapporteur

Emmanuel DUGUET, Professeur à l'Université Paris-Est Créteil, Examineur

Dominique GOUX, Administrateur hors classe à l'INSEE, Examineur

Véronique SIMONNET, Professeur à l'Université Pierre-Mendès-France, Président

François LEGENDRE, Professeur, Université Paris Est Créteil

Yannick L'HORTY, Professeur, Université Paris Est Marne-la-Vallée

L'université PARIS-EST n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.

Résumé

Cette thèse propose quatre études empiriques consacrées à l'analyse du non-recours aux aides sociales sous conditions de ressources en France. Elle a été réalisée en utilisant différentes méthodes économétriques à partir de données récentes provenant d'enquêtes et d'expérimentations. Si la littérature internationale est maintenant fournie, peu d'études quantitatives ont été réalisées sur ce sujet en France. Nous proposons dans cette thèse d'apporter des éclairages sur certains points encore peu étudiés en France ou à l'étranger. Le premier chapitre s'intéresse au non-recours au RSA « socle seul » dont le non-recours particulièrement élevé au RSA « activité » avait éclipsé l'intérêt. L'analyse révèle l'importance du non-recours pour une population aux revenus très faibles et aux montants de droits élevés. Ce phénomène apparaît principalement s'expliquer par le manque de contact préalable de certains ménages avec la CAF. Le deuxième chapitre étend l'analyse à la population des sans-domicile qui était pour l'instant absente des études sur le non-recours en France comme à l'étranger. Cette population possède un taux de non-recours moins élevé que la population générale dû à une plus grande précarité. L'analyse révèle en revanche une forte hétérogénéité des situations et la prévalence d'un taux de non-recours élevé pour les sans-domicile les plus pauvres et aux conditions de logement les plus dégradées. Le troisième chapitre examine la présence d'effets spatiaux dans le non-recours à un dispositif d'aide à l'accès aux transports en commun. Il montre que les ménages les plus éloignés des transports en commun ont une plus forte propension à ne pas demander l'aide en raison d'une moins grande utilisation de ces transports. L'étude met également en évidence l'effet de la connaissance du voisinage sur la connaissance de l'existence du dispositif par un ménage. Le quatrième chapitre teste différentes actions visant à augmenter le suivi, par les bénéficiaires du RSA, du processus d'aide à l'insertion nécessaire à la poursuite du versement du RSA. Les résultats montrent qu'une simplification

de l'information envoyée aux ménages n'a pas d'effet substantiel sur le suivi des étapes. L'ajout d'informations sur les avantages et les aides liés au bénéfice du RSA apparaît en revanche augmenter fortement le taux de suivi des jeunes hommes.

Mots-clés : Evaluation des politiques publiques, microéconométrie, non-recours, pauvreté

Abstract

Non-take-up of means-tested social assistance benefits

This thesis consists of three empirical studies on the analysis of non-take-up to means-tested social assistance benefits in France. Different econometric methods were used on recent survey and experimental data. International literature on this topic is now substantial but few quantitative studies have been conducted in France. We propose, in this thesis, to provide insights on some points which have been too few studied in the French or international literature until now. The first chapter studies the non-take-up to the French basic income support program which has been hidden by the particularly high level of non-take-up to the supplemental income support. The analysis shows the presence of a substantial level of non-take-up for a poor population entitled to important level of benefits. This phenomenon appears to be explained mainly by the lack of contact of some households with the administration in charge of providing the benefits. The second chapter extends the analysis to the population of homeless as this population was not studied by former french and international works. This population has a lower non-take-up rate than the general population because homeless are generally more in need of benefits. It appears however that this population is very heterogeneous. Poorer homeless and homeless suffering worst housing conditions have a particularly high level of non-take-up. The third chapter documents the presence of spatial effects in the non-take-up of a program that provides free public transportation. The chapter shows that the farther households are from public transportation the less they claim for the program because they are less in need of such transports. The analysis shows also that the probability to know the program is affected by the propensity of households who know the program in the neighborhood. The fourth chapter tests the effect of different mailing in the propensity, for an income support beneficiary, to follow the steps required to stay in the program. The results show

that the simplified mailing has no substantial effect on the attendance. However, providing information on the advantages and helps that are linked to the receipt of the income support program increases significantly the attendance of young men.

Keywords : Public policy evaluation, microeconometry, non-take-up, poverty

Remerciements

Je tiens tout d’abord à exprimer mes remerciements à François Legendre et Yannick L’Horty, qui ont encadré mon travail doctoral. Je les remercie pour leur soutien, leurs encouragements et leurs conseils tout au long de ces trois ans. Je remercie Olivier Bargain et Antoine Terracol d’avoir accepté d’être rapporteur de cette thèse. Je remercie également Emmanuel Duguet, Dominique Goux et Véronique Simonnet d’avoir accepté d’être membres du jury.

Je remercie très chaleureusement les membres de l’ERUDITE pour leur accueil, leur aide et leur confiance. J’ai bénéficié du soutien d’enseignants-chercheurs que je tiens à remercier ; je pense notamment à Pierre Blanchard, Patrick Domingues et Pascale Petit. Je remercie également Ferhat Mihoubi, directeur de l’ERUDITE, et Sylvie Thoron, directrice de l’école doctorale OMI, pour leur confiance et leur soutien dans mes activités de recherche. Je tiens également à remercier Sandra Toulouse et Nathalie Lourenco pour leur appui dans les diverses démarches administratives. Je remercie également Denis Anne pour sa collaboration à la réalisation d’un des chapitres.

Je tiens également à remercier les doctorants et anciens doctorants de l’ERUDITE que j’ai eu le plaisir de côtoyer au cours de ces trois années : Abbes, Ali, Céline, Dorian, Emilia, Emilie, Eric, Esther, Haithem, Igor, Issiaka, Laetitia, Majda, Melaine, Nesma, Rémi, Sandrine, Souleymane et ceux que j’oublie.

Un grand merci à ma famille pour... tout... Une dernière pensée et un dernier merci pour celle qui partage ma vie, celle qui par sa constante bonne humeur m’a souvent fait oublier les soucis de la thèse et celle sans le soutien de qui je n’aurais jamais tenté cette aventure.

La chapitre 2 a bénéficié des remarques et suggestions des rapporteurs ano-

nymes de la Review of Income and Wealth, ainsi que de son éditeur, Conchita D'Ambrosio ; des participants aux conférences auxquelles l'article a été présenté : 30th Annual Congress of the European Economic Association (Mannheim, 2015), 32^e Journées de Microéconomie Appliquée (Montpellier, 2015).

Le chapitre 3 a bénéficié des commentaires des rapporteurs anonymes de la Revue d'Economie Politique et des participants aux conférences auxquelles il a été présenté : 65^e Congrès de l'Association Française de Science Economique (Nancy, 2016), 33^e Journées de Microéconomie Appliquée (Besançon, 2016), 13^e Conférence TEPP (Paris, 2015) ainsi que du séminaire du département "Marché du travail, ressources humaines et politiques sociales" du ZEW (Mannheim, 2015).

Table des matières

Résumé	ii
Abstract	iv
Remerciements	vi
Introduction générale	1
I Pauvreté et non-recours au RSA « socle seul »	11
1 Introduction	11
2 Mesurer le taux de non-recours	16
2.1 Une mesure imprécise de l'éligibilité	16
2.2 De 29% à 35% de non-recours	19
3 Statistiques descriptives et hypothèses	22
3.1 Une première approche descriptive	22
3.2 Les hypothèses	24
4 L'estimation	25
4.1 Les déterminants du recours	25
4.2 Des déterminants différents en fonction des populations . . .	29
4.3 Une appréciation de la robustesse des résultats	29
5 Conclusion	33
II Take-up of Social Assistance Benefits : the case of the French Homeless	37
1 Introduction	38
2 Literature review	41
3 The French income support program	43
4 Measuring non-take-up	44

4.1	Data and study sample	44
4.2	Descriptive statistics	46
4.3	Take-up and sensitivity analysis	48
5	The determinants of participation	50
5.1	Specification	50
5.2	Estimation results	53
5.3	Robustness	56
5.4	Comparison with the general population	59
6	Conclusion	60
III Une analyse spatiale du non-recours aux dispositifs sociaux		65
1	Introduction	66
2	Le dispositif et les effets théoriques attendus	69
2.1	Le Forfait Gratuité Transport (FGT) en Île-de-France	69
2.2	Effets théoriques attendus	70
3	Présentation du dispositif et des données	71
3.1	Matrice de poids et statistiques descriptives	74
4	Stratégie empirique	77
5	Résultats et robustesse	80
5.1	Résultats	80
5.2	Robustesse	86
6	Conclusion	88
IV Raising the take-up of social assistance benefits through a simple mailing : evidence from a French field experiment		91
1	Introduction	92
2	Background on income support and take-up:	95
2.1	Program structure and summary	95
2.2	The steps required of new entrants to the RSA	96
2.3	Non-take-up of social assistance benefits	97
3	Research Design	98
3.1	Experimental sample	98
3.2	Hypotheses	99
3.3	Experimental conditions	100

4	Results	101
4.1	Response to experimental treatments	101
4.2	Interpretation	103
5	Conclusion	105
6	Appendix	107
 Conclusion générale		 111
 Bibliographie		 117
 Liste des figures		 125
 Liste des tableaux		 127

Introduction générale

Motivations

On trouve des dispositifs de soutien aux bas revenus dans la plupart des pays développés et dans certains pays en développements. Ces dispositifs peuvent être universels mais ils sont souvent ciblés sur des groupes particuliers de ménages : ceux ci doivent donc justifier, d'une manière ou d'une autre, de l'appartenance à ce groupe pour bénéficier du dispositif. En France, le Revenu de Solidarité Active (RSA) par exemple est réservé aux ménages percevant de faibles revenus. Ces ménages doivent ainsi remplir une déclaration de ressources pour percevoir ce minima social¹. A la fin de l'année 2015, près de 2,5 millions de ménages bénéficiaient du RSA dont environ 1,6 millions de la partie du RSA versée, sur la base d'une grille forfaitaire, aux ménages ne disposant pas de revenu d'activité : le RSA «socle seul» (Siguret, 2015). Le RSA a pour objectif de réduire la pauvreté mais également de favoriser l'insertion professionnelle et sociale : d'abord en incitant financièrement les ménages à prendre un emploi avec le RSA «activité» avant 2016 puis avec la prime d'activité depuis le 1^{er} janvier 2016², deuxièmement en orientant les bénéficiaires, en les accompagnant dans leurs démarches d'insertion et en leur ouvrant l'accès à des aides connexes. Ces aides sont souvent à la discrétion des départements ou des régions et peuvent consister en des ateliers thématiques destinés à quelques personnes comme en la gratuité des transports en commun accordés à tous les bénéficiaires du RSA «socle seul» en Île-de-France. Le Forfait Gratuité Transport (FGT) bénéficiait ainsi en 2014 à près de 340 000 franciliens. On observe pourtant un non-recours qui semble relativement élevé à ces dispositifs ciblés : la taille du public qui bénéficie effectivement de la mesure est inférieure à

¹Ils doivent ensuite répéter la démarche tous les trois mois pour prouver qu'ils n'ont pas changé de catégorie et continuer à percevoir le RSA.

²Le RSA «activité» a été remplacé le 1^{er} janvier 2016 par la prime d'activité. Les deux dispositifs ont pour but d'assurer que l'emploi soit systématiquement mieux rémunéré que l'absence d'emploi.

la taille du public potentiellement éligible.

Concernant les aides sous conditions de ressources, l'attention se porte de plus en plus sur ce phénomène de non-recours. Une des raisons de cet intérêt croissant vient en partie de la meilleure connaissance du phénomène apportée par la recherche économique. Depuis quelques décennies, cette question a ainsi largement été intégrée dans l'agenda de l'évaluation des politiques publiques. Les travaux effectués dans différents pays de l'OCDE ont confirmé la généralité de ce phénomène (Hernanz et al., 2004), particulièrement dans les dispositifs sociaux sous condition de ressources. Le non-recours est ainsi devenu un enjeu d'importance dans l'évaluation des politiques publiques comme en témoigne sa contribution à la remise en cause de la partie «activité» du Revenu de Solidarité Active (RSA).

Dans la littérature économique, le non-recours est le plus souvent considéré comme provenant d'une décision du ménage. Le ménage se trouve en situation de non-recours lorsque l'utilité qu'il retire du bénéfice de l'aide serait inférieure aux coûts qu'il doit supporter pour la recevoir (Anderson and Meyer, 1997). Les coûts peuvent provenir des démarches à réaliser pour obtenir des informations sur l'aide et pour la recevoir. Les coûts peuvent également provenir de la présence d'un stigmate personnel (Bhargava and Manoli, 2015) ou social (Moffitt, 1983). Certaines études font ainsi la distinction entre le stigmate social qui provient d'un écart par rapport à la norme collective et le stigmate personnel qui provient d'un écart par rapport à sa morale personnelle. Le modèle d'arbitrage coûts/bénéfices est très général et difficilement réfutable mais il présente l'inconvénient de laisser penser que, puisque le résultat de la décision est optimal, le non-recours n'est pas problématique ³. Ce modèle peut être précisé ou enrichi à partir des recherches sur les comportements humains réalisées à la frontière de l'économie et de la psychologie. En premier lieu, ces coûts peuvent être présentés de façon plus neutre : certains travaux considèrent les coûts d'informations comme un manque ou une absence d'information (Chetty et al., 2013; Chetty and Saez, 2013) ⁴. Des déclinaisons du modèle coûts/bénéfices peuvent être mises en oeuvre comme celle qui considère que les ménages effectuent un arbitrage entre les coûts et les bénéfices mais évalueraient

³Cependant même si la décision est prise de manière entièrement rationnelle, elle est prise sous des contraintes qui peuvent être fortes et conduire à un bien-être faible.

⁴Cette approche est critiquée par certains économistes comme Pudney et al. (2007) qui font remarquer que le manque d'information provient d'un choix dans une logique d'arbitrage rationnel.

de façon erronée le montant de ces coûts et bénéfices. Des effets de procrastination (Madrian and Shea, 2001) peuvent être modélisés par l'introduction d'un coût supplémentaire à s'engager dans la première étape (Lewin and Cartwright, 1951; Bertrand et al., 2006). Moins souvent mis en avant, le non-recours peut également provenir d'une erreur de l'administration conduisant à rejeter à tort la demande de l'individu éligible (Math and van Oorschot, 1996) ou d'un effet d'offre (Dmitrijeva et al., 2015) lorsque le programme ne peut pas être distribué à tous les demandeurs pour des raisons techniques ⁵.

En dehors de l'identification du modèle le mieux à même de décrire le comportement menant au non-recours, un enjeu de l'analyse économique est de déterminer les populations les plus touchées par le phénomène. La problématique amenée par le non-recours sera différente si le non-recours provient principalement des coûts de perception élevés ou d'une faible utilité à bénéficier du dispositif. Dans le premier cas, le non-recours touche les populations les plus pauvres, le dispositif aura pour conséquences d'augmenter les inégalités entre les ménages éligibles et de réduire l'efficacité du dispositif dans son objectif de lutte contre la pauvreté. Les implications en matière de politiques publiques ainsi que les mesures à mettre en oeuvre pour réduire le non-recours seront différentes du cas où celui-ci provient principalement d'une faible utilité du dispositif. Dans ce cas le non-recours reste problématique lorsque son niveau est important car il induit un manque d'efficacité du dispositif. Ce manque d'efficacité peut avoir des conséquences importantes sur les objectifs visés par le dispositif comme le fonctionnement et l'efficacité du marché du travail ⁶. Les conséquences en matière de lutte contre la pauvreté sont en revanche moins fortes puisque le non-recours touche les ménages les moins nécessiteux (Domingo and Pucci, 2014). Le non-recours peut alors être considéré comme un seuil implicite qui vient compléter les règles d'éligibilité puisqu'il sélectionne dans le dispositif les ménages qui en ont le plus besoin. Si la littérature économique a d'abord eu tendance à expliquer le non-recours comme provenant d'une faible utilité de la perception de l'aide (Blundell et al., 1988; McGarry, 1996; Pudney et al., 2007), certaines études récentes ont montré la présence de coûts importants pour des populations pourtant nécessiteuses (Bhar-

⁵C'est le cas de certains ateliers mis en place dans le cadre de l'aide à l'insertion sociale et professionnelle fournit par le RSA.

⁶Les bénéficiaires du RSA reçoivent par exemple, en plus du soutien financier, une aide à l'insertion professionnelle et sociale.

gava and Manoli, 2015; Tempelman and Houkes-Hommes, 2015). En France, Domingo and Pucci (2014) ont mis en évidence l'influence des faibles montant distribués dans l'importance du non-recours au RSA «activité» mais aucune étude ne s'est intéressé au dispositif, pourtant très différent, du RSA «socle seul».

Un nombre important de travaux ont mis en évidence la présence d'effets de réseau dans des domaines variés comme la réussite scolaire (Goux and Maurin, 2007), l'acquisition du capital humain (Borjas, 1995) ou la criminalité (Glaeser et al., 1996). À l'exception de Bertrand et al. (2000) ⁷ qui montrent la présence d'effets de réseau dans l'utilisation des aides aux États-Unis, les études sur le non-recours n'ont pas pris en compte cette dimension. Cette absence met en évidence un aspect spécifique de l'étude du non-recours : la difficulté d'obtention de données pour apprécier son ampleur⁸. Les ménages non-recourants sont en effet souvent absents des données administratives ce qui requiert la conduite d'enquêtes spécifiques pour approcher ce phénomène. Un premier problème est alors lié à la représentativité des enquêtes. Pour mesurer de façon adéquate le non-recours à un dispositif d'aide national, l'enquête doit être représentative de la population potentiellement éligible à cette aide. Les enquêtes utilisées dans la très grande majorité de la littérature internationale sur le non-recours sont cependant échantillonnées sur les ménages vivant en logement ordinaire ce qui exclut les ménages habitant dans des logements considérés comme non-ordinaires (caravane, abris, hôtel, hôpital...). Ces personnes sont pourtant fortement susceptibles d'être éligibles aux dispositifs étudiés et sont d'un intérêt particulier au vue de leur situation. La deuxième particularité entraînée par l'utilisation de données d'enquête vient de la restriction des formes d'études possibles. Les données d'enquête rendent difficile, par exemple, une analyse spatiale du fait de la faible densité des ménages échantillonnés. De par ce fait la littérature sur le non-recours manque d'évaluations de la dimension spatiale du non-recours. Elle ne possède pas non plus une vue complète sur l'ensemble des populations à même d'être éligible.

Dans cette optique, cette thèse a pour objectif de répondre à trois questions principales : (i) La distribution du RSA «socle seul» est-elle rendue inégalitaire par le non-recours ? (ii) Peut-on observer la présence d'effets de voisinage dans le

⁷Cette étude ne porte cependant pas directement sur le non-recours puisque l'éligibilité des ménages n'est pas calculée.

⁸Cette difficulté varie cependant en fonction des dispositifs étudiés. Elle est particulièrement présente pour les dispositifs d'assistances sociales nationaux.

non-recours aux dispositifs sociaux ? (iii) Quelles mesures peuvent être mises en place pour réduire le non-recours ?

Plan de thèse

Cette thèse a pour but de contribuer à la compréhension du non-recours aux dispositifs sociaux à partir de l'étude du RSA «socle seul» et des aides qui lui sont rattachées. Elle utilise des données microéconomiques fournies par deux enquêtes nationales («Enquête quantitative sur le RSA» et «Enquête sans-domicile») une enquête inédite sur les bénéficiaires du RSA en Seine-et-Marne et par une expérience contrôlée effectuée dans le département de Seine-et-Marne. L'analyse se situe par ailleurs du côté du ménage, elle suppose de manière générale que le non-recours provient de la non-demande du ménage éligible⁹.

Cette thèse s'articule autour de quatre chapitres. Dans le but d'observer la répartition du non-recours dans la population et de répondre à la question (i) nous utilisons dans le chapitre 1 une enquête nationale pour estimer les déterminants du non-recours au RSA «socle seul» sur la population générale. L'enquête utilisée dans le chapitre 1 n'inclut pas les ménages habitant en logement non-ordinaire. Pour répondre de façon complète à la question (i), le niveau et les déterminants du non-recours au RSA «socle seul», pour la population particulière des sans-domicile, sont étudiés dans le chapitre 2. Le chapitre 3 examine le rôle des effets de diffusion dans la distribution spatiale du non-recours à un dispositif connexe au RSA en Île-de-France : le Forfait Gratuité Transport. Pour préconiser des mesures précises permettant de réduire le non-recours les résultats d'une experimentation sont présentés dans le chapitre 4. Les bénéficiaires du RSA doivent accomplir un certain nombre de démarches suite à leur entrée dans le dispositif. Le chapitre 4 met en lumière la présence de non-recours au RSA dû à l'exclusion de ménages n'accomplissant pas ces démarches. Il tente à l'aide d'une expérience contrôlée d'en comprendre les raisons et de mettre en place des actions permettant d'en réduire l'importance. Les quatre sections suivantes résument plus précisément le contenu de chacun des chapitres.

⁹La formulation de cette hypothèse, courante dans la littérature économique, est rendue nécessaire par les données. Ces dernières ne permettent généralement pas de distinguer si le non-recours provient d'une absence de demande ou d'une erreur de l'administration.

Chapitre 1 : Pauvreté et non-recours au RSA «socle seul»

Ce chapitre s'intéresse aux déterminants du non-recours au RSA «socle seul». Le chapitre part de la constatation par le Rapport du Comité national d'évaluation du RSA (Bourguignon, 2011) d'un niveau élevé de non-recours au RSA «socle seul». Un non-recours qui, contrairement au RSA «activité», porte sur des montants en moyenne élevés et sur des ménages aux revenus très faibles. L'explication du niveau élevé de non-recours au RSA «activité» a principalement porté sur les faibles montants attribués (Domingo and Pucci, 2014). Une telle explication ne semble pas appropriée pour la partie «socle seul». Plus largement ce constat pose la question de l'introduction du non-recours dans le cadre théorique de l'analyse économique. Si l'utilité à bénéficier de l'aide est importante comme cela semble être le cas pour les non-recourants au RSA «socle seul», les coûts doivent nécessairement être encore plus importants pour expliquer leur absence de demande.

Nous analysons dans un premier temps la robustesse de la mesure du taux de non-recours à la présence d'erreurs dans le calcul de l'éligibilité due à la complexité du calcul et à l'utilisation de données d'enquête. Pour cela nous utilisons la même enquête que celle utilisée par Comité National d'Evaluation du RSA : l'enquête quantitative sur le RSA 2010-2011. Une fois confirmée la présence d'un niveau substantiel de non-recours à cette partie du dispositif, nous en estimons les déterminants. La présence d'un niveau important de non-recours pour les ménages les plus en difficulté apparaît s'expliquer par l'absence de perception de prestations familiales. Les ménages ne percevant pas de prestations familiales sont probablement moins souvent en contact avec les organismes en charge de la distribution des aides. Ils pourraient donc être moins souvent informés de la présence de dispositifs de soutien et de la façon de les demander. Cette conclusion met en lumière une différence importante entre le non-recours au RSA «activité» et le non-recours au RSA «socle seul». Si le non-recours au RSA «activité» touche principalement les ménages les moins en difficulté, le phénomène inverse s'observe pour le RSA «socle seul». L'éloignement entre certains ménages et les services publics d'aide créerait une forte barrière à l'entrée dans les dispositifs.

Nous pointons également une faiblesse des études françaises sur le non-recours : le manque d'information sur le patrimoine des ménages. Notre analyse tendrait plutôt à confirmer l'effet du niveau de patrimoine sur le non-recours. Si les données

présentes dans l'enquête téléphonique ne permettent pas d'estimer l'effet du patrimoine, l'utilisation de l'enquête réalisée en face-à-face sur un échantillon restreint indique que les non-recourants ont plus souvent eu la possibilité d'utiliser leur épargne. Le patrimoine pourrait donc être un des éléments permettant d'expliquer que certains ménages aux revenus très faibles puissent ne pas demander l'aide.

Chapitre 2 : Take-up of social assistance benefits : The case of the French Homeless

Ce chapitre fournit une première étude du non-recours des sans-domicile. L'enquête utilisée pour calculer le taux de non-recours et estimer les déterminants du RSA dans le chapitre 1 comme celles généralement utilisées pour ce type d'étude dans la littérature porte uniquement sur les ménages vivant dans des logements ordinaires. Les ménages vivant dans des logements non-ordinaires comme les hôtels, les caravanes, les abris ou les hébergements collectifs n'entrent donc pas dans le champ de la quasi-totalité des études internationales sur le non-recours.

Ce chapitre utilise l'«Enquête auprès des personnes fréquentant les services d'hébergement ou de distribution de repas» réalisée par l'INSEE et l'INED en 2012 pour étudier le non-recours de cette population au RSA «socle seul». La nouveauté du champ permet d'apporter des éléments originaux sur la caractérisation principale du non-recours. L'étude d'une population particulièrement susceptible de subir des coûts importants de recours contribue à confirmer les conclusions du chapitre 1 sur la présence de tels coûts importants pour les ménages les plus démunis.

De la même façon que dans le chapitre 1, nous calculons le taux de non-recours de cette population et testons sa robustesse aux possibles erreurs de déclarations et de calculs. Le taux de non-recours de la population, que nous appelons sans-domicile, est significativement plus faible que celle de la population générale. Cet écart peut s'expliquer par la plus grande pauvreté de cette population par rapport à la fraction d'éligibles de la population générale et donc la plus forte utilité à bénéficier de l'aide. L'analyse des déterminants de non-recours pour cette population montre en revanche la présence d'une forte hétérogénéité des situations. Les ménages les plus pauvres (avant le bénéfice du RSA) et dans les situations de logement les plus précaires font montre de taux de non-recours très élevés. Le

revenu apparaît donc avoir un effet positif sur le recours. Ce résultat qui s'inscrit de façon cohérente avec les conclusions du chapitre 1 vient confirmer pour une population particulière les études récentes qui ont mis en avant ce phénomène. Les ménages les plus démunis ont une plus grande difficulté d'accès à l'information et ont également plus de difficultés à effectuer les démarches nécessaires à la perception de l'aide. L'étude du non-recours met en lumière une forte diversité des situations entre les ménages nécessiteux mais qui, notamment par le biais de l'encadrement associatif, restent capable d'effectuer les démarches et ceux en très grandes nécessités pour qui la désinsertion rend ces tâches très difficiles.

Chapitre 3 : Une analyse spatiale du non-recours aux dispositifs sociaux

Ce chapitre propose une première analyse spatiale du non-recours aux dispositifs sociaux. L'introduction d'une dimension spatiale dans l'analyse économique est devenue de plus en plus fréquente avec le développement des données géo-localisées. Cette dimension n'a pourtant, à notre connaissance, pas encore été introduite dans les études sur le non-recours aux transferts sociaux. Notre étude porte sur un dispositif connexe au RSA en Île de France : le Forfait Gratuité Transport. Il permet à certains bénéficiaires du RSA en Île de France de bénéficier de la gratuité des transports en commun.

Nous utilisons une enquête originale effectuée sur les bénéficiaires du RSA du département de Seine et Marne en 2014. L'échantillonnage de l'enquête ainsi que la localisation à la commune permettent de conduire une analyse spatiale. Il est généralement difficile dans les études du non-recours d'interpréter les coefficients des estimations qui peuvent être expliqués par différents effets théoriques. Les questions posées dans l'enquête permettent de différencier les diverses raisons du non-recours. Il nous est donc possible d'identifier les déterminants de la non-connaissance et de la non-demande et ainsi d'interpréter de façon plus précise les estimations. La distinction permet également d'éliminer de l'estimation le non-recours qui provient vraisemblablement d'une erreur de l'administration.

Nous montrons que la connaissance du dispositif par un ménage est positivement influencée par la proportion de ménage ayant connaissance de l'aide dans son voisinage. Ce résultat peut être interprété comme une indication de la présence d'effets de réseau dans la connaissance de l'aide. La demande de l'aide apparaît,

quant à elle, dépendre de la proximité aux transports en commun. Les ménages les plus proches des transports en commun ayant plus facilement accès à ces services, ils ont une utilité plus importante à faire les démarches pour obtenir la gratuité de leurs transports.

Chapitre 4 : Raising the take-up of social assistance benefits through a simple mailing : evidence from a French field experiment

Ce chapitre aborde la question de l'influence de l'information sur le non-recours par le biais d'une expérience contrôlée. L'expérimentation est utilisée de façon croissante dans la littérature sur le non-recours car elle permet d'obtenir des informations complémentaires de l'étude sur données d'enquête (Duflo and Saez, 2002; Saez, 2009; Bhargava and Manoli, 2015). Elle donne ainsi des informations plus précises sur le type de coût à l'origine du non-recours mais concerne généralement un échantillon plus restreint.

Lorsqu'ils entrent dans le dispositif, les bénéficiaires du RSA doivent suivre un certain nombre de démarches visant à accroître leurs chances d'insertion professionnelle et sociale. Ils doivent ainsi, peu de temps après leur entrée, se soumettre à un questionnaire qui déterminera leur orientation vers un suivi professionnel ou social puis signer un contrat d'engagement et le respecter. Une part importante des bénéficiaires ne se présente pas à l'entretien d'orientation et encourt ainsi le risque d'être sanctionnés et exclus du dispositif. L'expérimentation s'est déroulée en Seine-et-Marne et a consisté à faire varier l'information envoyée aux différents groupes constitués de façon aléatoires leur enjoignant de venir remplir le questionnaire. 4 032 courriers ont ainsi été envoyés. Le groupe témoin a reçu le courrier standard envoyé par le conseil général, un groupe a reçu un courrier simplifié et le troisième groupe a reçu un courrier contenant des informations supplémentaires sur les avantages liés au bénéfice du RSA. Les informations supplémentaires fournies peuvent concerner les dispositifs d'aide connexes au RSA comme le Forfait Gratuité Transport ou les services fournis pour l'accompagnement social et professionnel des bénéficiaires.

Le courrier simplifié n'entraîne pas d'augmentation substantielle de la participation au questionnaire. L'hypothèse selon laquelle la non-participation proviendrait d'une mauvaise compréhension du courrier ou du caractère obligatoire de l'entre-

tien ne semble donc pas confirmée. Le courrier informatif entraîne en revanche une augmentation significative de la participation des hommes jeunes. Le taux de participation de cette catégorie passe ainsi de 55% pour le groupe témoin à 67% pour le groupe recevant le courrier informatif. L'effet n'est en revanche pas significatif pour les hommes plus âgés et les femmes. Cette différence pourrait s'expliquer par le fait que les jeunes hommes sont plus souvent en recherche d'emploi ou en situation de travailler et donc plus intéressés par les offres d'aide à l'insertion professionnelle. Cette interprétation est soutenue par l'analyse des taux de transition entre inactivité et emploi au cours du cycle de vie. L'étude démontre qu'il est possible d'augmenter le recours aux dispositifs sociaux par des actions non coûteuses mais ciblées en fonction des publics.

Chapitre I

Pauvreté et non-recours au RSA

« socle seul »

1 Introduction

Depuis une cinquantaine d'années, divers travaux ont mis en évidence un phénomène de non recours à divers dispositifs sociaux attribués sous condition de ressources, observé en France et à l'étranger. L'étude de ce phénomène, qui peut avoir d'importantes conséquences sur l'effet redistributif et l'efficacité des politiques sociales ayant pour objectif de lutter contre l'exclusion et la pauvreté, est peu à peu devenue un enjeu important de l'évaluation des politiques publiques.

C'est aux États-Unis et au Royaume-Uni que le non recours a donné lieu au plus grand nombre de travaux, ceux-ci s'étant développés plus récemment en Europe. Aux États-Unis, pour l'emblématique Earned Income Tax Credit (EITC), impôt négatif créé en 1975 pour lutter contre la pauvreté, le taux de non recours concernait de 14% à 20% des individus éligibles au dispositif en 1990 (Scholz, 1994), de 13% à 18% en 1996 et 19% en 2005 (Internal Revenue Service, 2002, 2009). Des taux de non-recours plus élevés ont été estimés pour d'autres programmes ou d'autres cibles. Par exemple, Blank and Ruggles (1996), ont estimé que de 30% à 38% des femmes éligibles à l'Aid to Families with Dependant Children (AFDC) n'y avaient pas recours en 1986-1987. McGarry (1996) situait à 44% en 1984 le non recours au Supplemental Security Income Program, une allocation destinée aux personnes à faible revenu âgées de plus de 65 ans, aveugles ou en situation de handicap, et les autres études menées à différentes périodes l'estimaient entre 37% et 47% de la population éligible.

Pour le Royaume-Uni, le taux de non-recours au Supplementary Benefit, un

programme de soutien aux bas revenus avait été estimé en 1985 entre 20% et 36% des ménages éligibles (Duclos, 1997). Pour une année proche, 1984, le taux de non-recours au Housing Benefit, une aide au logement pour les ménages à bas revenu, était estimé à 40% (Blundell et al., 1988). Toujours au Royaume-Uni, le non recours à l'Income Support (qui a remplacé le Supplementary Benefit à la fin des années 1980) est estimé actuellement, par le ministère en charge de cette aide, dans une fourchette de 24% à 28% (Department for Work and Pensions, 2016). Finn and Goodship (2014) notent pourtant une tendance à l'augmentation du non-recours aux principales aides sous conditions de ressources du Royaume-Uni sur la période 1997-2010. En Irlande, le taux de non recours au Family Income Supplement, destiné aux travailleurs pauvres, était, en 2005, de l'ordre de 70% (Keane and Callan, 2008). Concernant le principal programme d'assistance sociale (Sozialhilfe) de l'Allemagne, le taux de non-recours était estimé à 63% en 1993 (Riphahn, 2001) ; il avait été estimé antérieurement entre 52% et 59% pour la période 1991-1995 et en augmentation par Neumann and Hertz (1998). Pour la Finlande, Bargain et al. (2012) estiment un taux de non-recours au système d'assistance sociale de 43% à 51% en 2003 et soulignent également une augmentation sur la période 1996-2003. En Hollande, Tempelman and Houkes-Hommes (2015) estiment que 17% des ménages éligibles ne perçoivent pas l'allocation santé¹. En France enfin, Terracol (2002) estimait le taux de non-recours au Revenu Minimum d'Insertion dans une fourchette 35% à 48%. Plus récemment, le Comité National d'Évaluation du Revenu de solidarité active (RSA) dans son bilan sur la mise en place, deux ans plus tôt, de ce dispositif de soutien aux bas revenus, soulignait qu'une part importante des ménages éligibles au dispositif n'en bénéficiaient pas (Bourguignon, 2011). Dans le cadre de ces travaux, Domingo and Pucci (2012) avaient notamment mis en avant le taux très élevé de non recours (68%) à la partie « activité seule » du dispositif, et évaluaient à 36% le taux de non-recours sur la partie « socle seul ». Elles estimaient également la perte financière mensuelle moyenne pour les ménages concernés par le non recours à la partie « activité seule » du dispositif à 139 euros² et à 393 euros pour la partie « socle seul ».

Cet article s'inscrit dans la continuité de ces travaux. L'étude des déterminants

¹Une revue plus complète des études sur le sujet peut être trouvée dans : Currie (2006) ; Finn and Goodship (2014) et (Hernanz et al., 2004).

²Ce montant était estimé en rapportant la masse de RSA non versée au nombre estimé de non-recourants. Dans des travaux plus récents mobilisant un modèle de microsimulation, ce montant était estimé à 100 euros mensuels (Domingo and Pucci, 2014).

du non-recours à cette partie « socle seul » du dispositif n'a en effet pas encore été réalisée. Pour le RSA « activité », on peut évoquer la montée en charge encore incomplète de cette partie du dispositif au moment de l'évaluation par le Comité d'évaluation (voir une présentation du RSA dans l'encadré 1), et peut-être aussi les relativement faibles montants de droits en jeu (de l'ordre de 160 euros mensuels moyens en 2010, cf. Domingo and Pucci (2014)). En revanche, pour la partie « socle seul » du RSA, l'argument de la nouveauté du dispositif est moins convaincant, puisqu'il concernait alors des ménages précédemment éligibles au RMI ; les montants en jeu pour cette partie du dispositif sont par ailleurs plus substantiels, avec un montant mensuel moyen de droit de 439 euros en 2010 (Domingo and Pucci, 2012) ; le faible niveau de revenu des foyers éligibles et l'absence d'emploi dans ces foyers le rendent également plus difficile à expliquer.

Pour estimer le non-recours, trois types de données peuvent être mobilisées (des données d'enquêtes générales, des données de source administrative et des données d'enquêtes réalisées spécifiquement en vue de cette évaluation). Comme le notent Hernanz et al. (2004), chacun de ces types de données a ses avantages et ses inconvénients : les enquêtes générales fournissent à la fois de l'information sur l'ensemble des éligibles et sur les bénéficiaires - ce qui est évidemment crucial pour mesurer le taux de recours (ou de non recours) - mais la taille des échantillons pour les sous-populations pertinentes peut être trop restreinte et les réponses des enquêtés peuvent être imprécises tant sur leurs revenus que sur les allocations qu'ils perçoivent ou pas. Les données administratives sont précises, mais seulement sur les bénéficiaires. Les données d'enquêtes spécifiques n'ont pas cet inconvénient ; par contre, comme les enquêtes générales, elles souffrent de l'imprécision du déclaratif. C'est le cas des données de l'enquête 2010-2011 de la Dares que nous mobilisons ici, à l'instar de Domingo and Pucci (2012, 2014). Cette enquête quantitative spécifique menée dans le cadre de l'évaluation du dispositif par le Comité d'Évaluation fournit presque toutes les informations nécessaires à l'estimation de l'éligibilité (voir encadré 2). Pour autant, et bien que des vérifications aient été réalisées, cette estimation souffre potentiellement d'erreurs de deux sortes : celles commises par les enquêtés, qui peuvent sous-estimer leur revenu d'une part ; celles causées dans l'estimation par l'approximation des règles complexes utilisées par les Caisses d'Allocations Familiales (Caf) de calcul de l'éligibilité et par le décalage

temporel entre les revenus utilisés pour le calcul du RSA par les Caf et ceux utilisés pour simuler le montant de la prestation. Notre objectif ici est donc dans un premier temps d'étudier la sensibilité de la mesure du non-recours au RSA, dans sa composante « socle » exclusivement, aux erreurs de calcul de l'éligibilité et de déclarations des revenus ; on examine ensuite les déterminants du non-recours.

Encadré 1 : le dispositif du RSA

Le Revenu de Solidarité Active (RSA) a remplacé le Revenu Minimum d'Insertion (RMI), l'Allocation Parent Isolé (API) et les mécanismes d'intéressement temporaires le 1er juin 2009 en France Métropolitaine. L'entité bénéficiaire est le foyer, c'est-à-dire l'allocataire, son conjoint éventuel et, le cas échéant, son ou ses enfant(s) à charge âgés de moins de 25 ans.

Le RSA prend la forme d'une allocation, versée à tout foyer éligible (voir plus bas), lui permettant d'atteindre un revenu garanti en fonction de sa composition, du montant de ses revenus d'activité et de ses autres revenus : $\text{RSA} = \text{revenu garanti} - \text{revenus d'activité} - \text{revenus (hors activité) du foyer}$. Le calcul du RSA prend en compte un forfait logement, qui est déduit du montant de base.

Composantes du dispositif et calcul du RSA

Le dispositif s'articule sur deux composantes qui dépendent de la perception de revenus d'activité : le RSA « socle » et le RSA « activité ». Le principe du RSA « socle » est d'assurer à chaque foyer un niveau de ressources mensuelles forfaitaire dépendant uniquement de la composition du ménage. Comme c'était le cas antérieurement pour le RMI et l'API, c'est une allocation différentielle, donc tout euro de ressources perçu par le foyer vient alors réduire le montant de RSA « socle » qui lui est versé. En présence de revenus d'activité, le RSA « activité » apporte la garantie d'un revenu au minimum égal au montant forfaitaire augmenté de 62% des revenus d'activité ; chaque euro de salaire supplémentaire perçu se traduit donc par une hausse du revenu disponible de 0,62 (Thibault, 2014). Les bénéficiaires peuvent ainsi cumuler de façon pérenne une partie du montant du RSA avec des revenus d'activité. Depuis le 1er janvier 2016, le RSA « activité » a été fusionné avec la Prime pour l'emploi (PPE) dans la Prime d'Activité sans que le principe général du dispositif ne soit modifié.

On peut distinguer deux grands types de bénéficiaires du RSA :

- Ceux qui n'ont pas de revenu d'activité, les bénéficiaires du RSA « socle seul ». Le RSA « socle seul » complète alors les autres ressources du foyer pour atteindre le montant forfaitaire (MF) :

$$\text{RSA « socle »} = \max (0, (\text{MF} - \text{autres ressources}))$$

- Ceux qui ont des revenus d'activité. Ils bénéficient dans ce cas de la composante « socle » et de la composante « activité » tant que les ressources totales du foyer ne dépassent pas le montant forfaitaire, de la composante « activité seule » au-delà :

$$\text{RSA « activité »} = \text{RSA} - \text{RSA « socle »}, \text{ soit :}$$

$$\text{RSA « socle et activité »} = \text{MF} - (0,38 \times \text{revenus d'activité}) - \text{autres ressources}$$

$$\text{RSA « activité seule »} = 0,62 \times \text{revenus d'activité}$$

Pour tous les calculs, les revenus d'activité des trois derniers mois sont pris en compte. Le RSA n'est, par ailleurs, effectivement versé qu'au dessus d'un seuil de 6 euros.

Critères d'éligibilité

Outre les revenus d'activité et la composition du foyer, deux autres critères définissent l'éligibilité au RSA doivent être pris en compte. Les bénéficiaires doivent être âgés de plus de 25 ans, sauf s'il s'agit de jeunes chargés de famille qui ne disposent pas de soutien familial. Il existe par ailleurs un RSA « jeunes », concernant les moins de 25 ans ayant travaillé deux ans au cours des trois années qui précèdent la demande ; il était perçu par moins de 10 000 allocataires en 2010 et n'est pas étudié ici. Les conditions de séjour sont également importantes pour les individus de nationalité étrangère. Les étrangers originaires d'un pays membre de l'Espace économique européen (EEE) ou de la Suisse doivent soit résider en France depuis au moins 3 mois au moment de la demande et bénéficier d'un droit de séjour, soit exercer ou avoir exercé une activité professionnelle déclarée en France et être en arrêt-maladie, formation professionnelle ou sans emploi inscrit à Pôle emploi au moment de la demande. Pour les étrangers originaires d'autres régions, ils doivent être titulaires de la carte de résident, ou titulaires depuis au moins 5 ans d'un titre de séjour autorisant à travailler en France ou être réfugiés, apatrides ou sous protection subsidiaire.

2 Mesurer le taux de non-recours

2.1 Une mesure imprécise de l'éligibilité

Le problème auquel sont confrontées les études sur le non-recours consiste à déterminer la population éligible. La principale difficulté est d'identifier et de dénombrer la population éligible : il faut reproduire le calcul souvent complexe de l'administration en utilisant des données qui peuvent contenir des erreurs de déclarations. L'éligibilité est « calculée » en faisant une simulation du montant de droits que le foyer obtiendrait, sous réserve que l'information sur ses revenus soit bonne et que le calcul fait soit suffisamment proche de celui fait par les Caf. Si le montant des droits est positif le foyer apparaît éligible et s'il est négatif le foyer n'apparaît pas être éligible.

Nous utilisons ici les données de la première partie de l'enquête quantitative sur le RSA 2010-2011. Ces données permettent de reproduire un test d'éligibilité au RSA, dont le résultat peut être comparé à la réponse de l'enquêté sur le fait qu'il perçoit ou non le RSA³. La simulation de l'éligibilité est cependant relativement imprécise, du fait des approximations mentionnées plus haut, ce qui se cumule éventuellement à l'imprécision ou la sous-déclaration des revenus dans l'enquête.

L'imprécision de la simulation de l'éligibilité est confirmée par la présence de ménages déclarant bénéficier du RSA mais n'étant pas simulés éligibles au RSA : ainsi, près de 10% (238/2 410) des foyers déclarant bénéficier du RSA « socle seul » ne sont pas éligibles d'après la simulation (tableau I.1).

TABLE I.1: *Éligibilité simulée et bénéfice du RSA « socle seul »*

	Éligibilité calculée négative	Éligibilité calculée positive	Total
Non-bénéficiaire	1 187	1 019	2 206
Bénéficiaire	238	2 172	2 410
Total	1 425	3 191	4 616

Note : Les effectifs ne sont pas pondérés.

Lecture : 238 foyers ayant déclaré à l'enquête bénéficier du RSA « socle seul » ne sont pas éligibles selon la simulation de leurs droits à partir des données d'enquête.

Champ : Échantillon 1 (foyers susceptibles d'être éligibles au RSA « socle seul », voir encadré 2).

Source : Enquête quantitative sur le RSA 2010-2011, phase téléphonique, Dares.

³Le calcul de l'éligibilité utilisé ici est le même que celui utilisé par Domingo and Pucci (2012, 2014).

TABLE I.2: Répartition des bénéficiaires et des non-bénéficiaires par tranche de droit simulé

Droits simulés (€)	Bénéficiaires Cumul en %	Non- bénéficiaires Cumul en %	Taux de recours En % ^a	Effectif de la tranche
Moins de -1 200	0,2	3,0	.	71
-1 200 à -1 000	0,4	4,7	.	42
-1 000 à -800	0,7	7,6	.	71
-800 à -600	1,3	11,7	.	105
-600 à -400	2,5	22,6	.	268
-400 à -200	5,2	41,3	.	479
-200 à 0	9,8	53,9	.	389
0 à 200	16,3	60,2	52,7	298
200 à 400	25,6	65,5	65,9	341
400 à 600	89,3	96,2	69,3	2 212
600 à 800	97,4	99,0	75,5	255
800 à 1 600	100	100	76	85

^a Le taux de recours est calculé par tranche de droit simulé, en divisant le nombre de bénéficiaires de la tranche par le nombre de foyers simulés éligibles dans la même tranche. Les taux ne sont pas pondérés.

Lecture : : 9,8% des ménages bénéficiant du RSA et 53,9% des ménages ne bénéficiant pas du RSA ont un montant de droits simulés négatif. 52,7% des ménages dont les droits simulés se situent entre 0 euros et 200 euros bénéficient du RSA.

Champ : Echantillon 1 (foyers susceptibles d'être éligibles au RSA « socle seul », voir encadré 2).

Source : Enquête quantitative sur le RSA 2010-2011, phase téléphonique, Dares.

Pour déterminer dans quelle mesure les montants de droits simulés s'éloignent de la situation déclarée par les ménages, on construit la fonction de répartition des bénéficiaires et des non-bénéficiaires par tranche de droits simulés (tableau I.2). On observe que les ménages potentiellement mal identifiés sont généralement proche du point d'entrée dans le dispositif puisque les $\frac{3}{4}$ ((9,8-2,5)/9,8) des ménages bénéficiaires qui apparaissent non-éligibles se situent à moins de 400 du point d'entrée. La variance de l'erreur de mesure paraît donc assez limitée. On observe que, parmi les ménages non-bénéficiaires (2ème colonne du tableau II.1), 6% (60,2-53,9) ont un droit calculé se situant entre 0 et 200 euros. On peut donc supposer que l'imprécision de la mesure a conduit, de manière similaire à ce qui a été observé dans l'autre sens pour les bénéficiaires, à classer des ménages non éligibles comme éligibles. Une part élevée des ménages qui ne bénéficient pas de l'aide apparaissent cependant avoir des montants de droits calculés importants (31% (96,2-65,5) se situent dans la tranche des droits calculés allant de 400 à 600 euros); cela suggère (étant donné la variance apparemment limitée de l'erreur de mesure) qu'il existe bien un niveau non négligeable de non-recours au RSA « socle seul ». On observe également que le taux de recours augmente avec le montant des droits simulés.

Encadré 2 : Enquête quantitative sur le RSA 2010-2011 et constitution de l'échantillon

L'enquête de la DARES

L'enquête quantitative sur le RSA a été réalisée par la DARES en 2010-2011 ; elle a été conçue notamment pour permettre une évaluation des impacts du RSA sur le marché du travail et pour étudier le phénomène de non-recours. Elle fournit également des informations sur les conditions de vie, les ressources et la pauvreté ressentie par les personnes des ménages identifiés comme éligibles au dispositif (voir également Domingo et Pucci, 2014). Une première phase de l'enquête a concerné 15 000 foyers à revenu modeste interrogés par téléphone fin 2010. Ces foyers ont été échantillonnés en fonction de leur revenu total, de leur revenu d'activité et de la composition familiale du foyer sur la base des déclarations fiscales des revenus et des déclarations de taxes d'habitation de 2008 en France métropolitaine collectées par la Direction générale des finances publiques.

La seconde phase de l'enquête a été menée en face-à-face en 2011 auprès de 3 300 foyers bénéficiaires du RSA ou éligibles au RSA mais non-recourants. L'utilisation des fichiers de la taxe d'habitation pour échantillonner l'enquête ne prend en compte que les ménages des logements dits « ordinaires », ce qui exclut les habitations mobiles (roulottes, bateaux, etc.) ou les communautés (établissements hospitaliers, pénitentiaires, scolaires, hôteliers, et les communautés religieuses) ; les personnes sans domicile ne sont pas prises en compte dans l'enquête. Par ailleurs, seuls les foyers déjà constitués en 2008 sont inclus dans l'échantillon.

L'échantillon

Pour cette étude, nous nous concentrons sur les foyers susceptibles d'être éligibles au RSA « socle seul », c'est-à-dire les foyers qui, lors de l'enquête, déclarent n'avoir pas reçu de revenu d'activité lors des 3 derniers mois. Néanmoins, il est possible que des revenus d'activité aient été omis par les enquêtés ; certains foyers seraient alors considérés comme éligibles au RSA « socle seul » alors qu'ils n'y sont en réalité pas éligibles, ou qu'ils relèvent d'une autre composante du RSA. La confrontation des revenus d'activité tels que déclarés à l'enquête et de la situation en emploi du répondant du foyer permet de vérifier cette possibilité. On observe ainsi des incohérences, avec la présence dans l'échantillon de ménages qui déclarent n'avoir

eu aucun revenu d'activité lors des trois derniers mois mais dont le répondant est en emploi régulier en mai 2009 et au moment de l'enquête. Nous choisissons de ne pas supprimer ces observations de l'échantillon principal et de réaliser des tests de sensibilité des résultats à leur présence à l'aide d'un échantillon restreint excluant ces observations.

Nous excluons de nos échantillons les foyers pour lesquels aucun diplôme n'est connu, et ceux dont le répondant est handicapé ou originaire d'un pays se trouvant hors de l'Espace économique européen (EEE, cf. encadré 1). Les informations fournies par l'enquête ne nous permettent en effet pas de savoir si leurs conditions d'éligibilité spécifiques sont remplies, et ils risqueraient donc d'être classés à tort comme non-recourants. Cette exclusion modifie légèrement le taux de non-recours non corrigé qui passe de 36% à 35 % en utilisant le même calcul que Domingo et Pucci (2011) dans l'échantillon principal (les 3% de foyers éligibles ayant effectué une demande de RSA sont considérés comme des bénéficiaires. Le non-recours frictionnel n'est donc pas pris en compte). Du fait du manque d'informations sur l'éligibilité de ces populations, il n'est pas possible de conclure que cette baisse provient d'un non-recours plus important des handicapés et des individus de nationalité se trouvant hors de l'EEE.

Notre échantillon principal (échantillon 1 dans le texte) se compose de 4 616 foyers susceptibles d'être éligibles au RSA « socle seul », dont 3 191 dont l'éligibilité calculée est positive. L'échantillon restreint (échantillon 2) compte 4 478 foyers.

2.2 De 29% à 35% de non-recours

Pour évaluer la sensibilité des résultats aux erreurs de calcul de l'éligibilité sur données d'enquête, deux mesures du taux de non-recours sont généralement effectuées. L'une, notée NRt1, est basée sur le seul nombre de ménages simulés éligibles (c'est celle retenue par Domingo and Pucci (2012)), l'autre, notée NRt2, sur la somme de ce nombre et du nombre de ménages simulés non-éligibles mais qui déclarent bénéficier du RSA. On note E le nombre de ménages éligibles au RSA « socle seul » d'après les simulations, R le nombre de ménages éligibles au dispositif et qui en bénéficient (les « recourants ») et M le nombre de ménages qui déclarent bénéficier du RSA « socle seul » mais qui ne sont pas éligibles d'après

les simulations (les « mal classés »). Le nombre de bénéficiaires est donc $R + M$ mais une mesure directe de la population éligible qui ne recoure pas au RSA est $E - R$.

La première mesure ne tient pas compte des ménages bénéficiaires non éligibles :

$$NRt1 = (E - R)/E \quad (I.1)$$

Si l'on fait l'hypothèse que les M ménages qui ne sont pas simulés éligibles sur données d'enquête en raison d'erreurs de calcul sont en réalité tous éligibles et bénéficiaires alors une mesure plus pertinente devient :

$$NRt2 = (E - R)/(E + M) \quad (I.2)$$

Le nombre de non-recourants est le même ($E - R$) dans le deux cas, mais le nombre d'éligibles augmente. Il est cependant possible que certains des M ménages ne soient pas éligibles et qu'ils bénéficient par exemple d'un rappel de RSA, dans ce cas le taux de non-recours se situe entre les deux mesures.

La sensibilité de la mesure est étudiée de deux façons : d'abord, en comparant la mesure obtenue pour l'échantillon total (échantillon 1) et pour un échantillon restreint qui exclut les ménages les plus suspectés d'avoir sous-déclaré leurs revenus d'activité (échantillon 2). Il s'agit de foyers dont le répondant est en emploi régulier en mai 2009 et au moment de l'enquête et n'a pas changé d'emploi entre les deux dates, et qui ne perçoivent pas d'indemnités de maladie ou de chômage, ni de prestations familiales. La sensibilité des résultats à la déclaration des revenus est étudiée en introduisant des variations dans le montant de ces revenus (tableau I.3). Comme il est possible de supposer que les ressources ont été sous-déclarées dans l'enquête, des simulations sont effectuées pour des revenus augmentés de 5% et 15% pour tous les ménages. Pour tester la symétrie autour de la mesure de référence, une simulation est réalisée avec des ressources réduites de 5%.

Le taux de non-recours apparaît sensible à la présence ou non des ménages les plus suspectés d'avoir sous-déclaré leurs revenus d'activité : dans l'échantillon restreint, le taux de non-recours est de 32% pour la mesure de référence, contre 35% pour l'échantillon total. Il est par contre peu sensible aux variations du montant des ressources utilisées dans la simulation. Le taux de non-recours au RSA « socle seul » s'établit donc dans une fourchette de 29% à 35%. Ce taux de non-recours

TABLE I.3: *Taux de non-recours au RSA « socle seul » (en %)*

	Echantillon 1		Echantillon 2	
	NRt1	NRt2	NRt1	NRt2
Résultats de référence	35	32	32	29
Variations des revenus «hors activité»				
−5%	35	33	33	30
+5%	35	32	32	29
+15%	34	31	31	28

Note : Les taux de non-recours sont pondérés.

Lecture : Le taux de non-recours estimé par la mesure NRt1 sur l'échantillon 1 est de 35%.

Champ : Ménages éligibles au RSA « socle seul ».

Source : Enquête quantitative sur le RSA 2010-2011, phase téléphonique, Dares.

recouvre de fortes disparités entre ménages, en particulier selon la composition familiale, l'âge et le niveau d'éducation (tableau I.4). La fourchette d'estimation varie, par exemple, de 11 points de pourcentage parmi les ménages vivant en milieu rural, de 13 points parmi les ménages en couple sans enfant.

TABLE I.4: *Taux de non-recours selon les caractéristiques des ménages*

Caractéristiques	NRt1	NRt2	Caractéristiques	NRt1	NRt2
Personne seule sans enfant	39	34	Référent âgé de moins de 30 ans	23	20
Personne seule avec enfant	17	15	Référent âgé de 30 à 40 ans	29	24
Couple sans enfant	65	52	Référent entre 40 et 50	38	29
Couple avec enfants	34	23	Référent âgé de plus de 50 ans	45	40
Référent diplômé du supérieur	45	38	Référent sans éducation	32	29
Habite en ville	32	28	Habite en milieu rural	50	39
RUC non nul	29	22	RUC nul	39	35

Note : Les taux sont pondérés.

Lecture : Entre 15% et 17% des personnes seules avec enfants sont en non-recours.

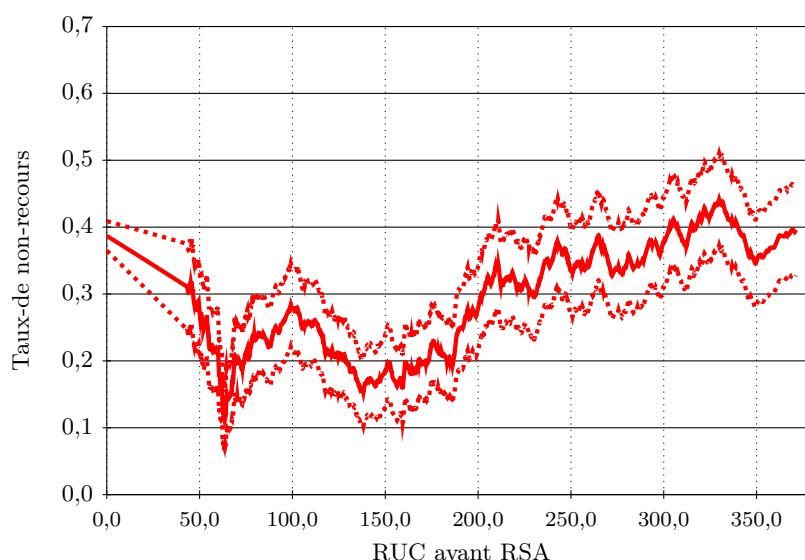
Champ : Ménages éligibles au RSA « socle seul » (échantillon 1).

Source : Enquête quantitative sur le RSA 2010-2011, phase téléphonique, Dares.

Comme souligné plus haut, les statistiques descriptives suggèrent une association positive entre le revenu et la probabilité de recourir au RSA. Pour approfondir ce résultat surprenant et observer la linéarité de ce phénomène, le graphique II.1 présente la distribution de la mesure de base du non-recours en fonction du revenu par unité de consommation avant RSA. Le graphique semble indiquer la présence de deux phénomènes différents : un taux de non-recours élevé pour des niveaux de vie très faibles ou nuls, qui diminue jusqu'aux alentours de 70 euros puis, au-delà, une augmentation du taux de non-recours avec l'élévation du niveau de vie. Cette configuration pourrait indiquer une plus grande difficulté à être informé ou à entreprendre les démarches pour demander le dispositif pour les ménages en

très grande difficulté financière mais elle peut également être liée à la distribution d'une autre variable explicative (par exemple la concentration des bénéficiaires d'une autre aide autour de 70 de niveau de vie).

FIGURE I.1: *Distribution du non-recours en fonction du revenu par unité de consommation avant RSA*



Notes : Les taux de non-recours sont pondérés. L'intervalle de confiance à 95% est indiqué par les deux traits en pointillés. L'effectif des tranches est de 200 individus sauf la première tranche qui contient tous les ménages ayant un niveau de vie avant RSA nul, soit 1884 foyers. Les proportions présentées sont calculées à la manière d'une moyenne mobile.

Lecture : Environ 39% des ménages qui n'ont aucun revenu (avant RSA) sont non-recourants.

Champ : Ménages éligibles au RSA « socle seul » (échantillon 1).

Source : Enquête quantitative sur le RSA 2010-2011, phase téléphonique, Dares.

3 Statistiques descriptives et hypothèses

3.1 Une première approche descriptive

Pour l'ensemble des foyers éligibles ainsi que pour les sous-échantillons des éligibles déclarant bénéficier du RSA et des éligibles déclarant ne pas bénéficier du RSA, le montant moyen des droits au RSA est de façon attendue plus élevé chez les bénéficiaires que chez les non-recourants (tableau I.5). Une situation surprenante à première vue est que le montant moyen des revenus des foyers bénéficiaires est plus élevé que celui des foyers non-recourants. Il faut cependant différencier les ressources provenant des prestations familiales, des autres revenus. Le montant moyen des prestations familiales est plus élevé chez les foyers bénéficiaires alors que le montant moyen des autres revenus est plus élevé chez les non-recourants.

Parmi les bénéficiaires, le montant moyen perçu des prestations familiales est de 97 alors qu'il est de 38 pour les foyers déclarant ne pas bénéficier du RSA. La

TABLE I.5: Moyennes des caractéristiques des ménages bénéficiaires et non-recourants

Variable	Ensemble	Bénéficiaires	Non-recourants
Montant des droits au RSA calculés ^a	422,5	432,2	404,7
Revenu total disponible hors RSA ^b	130,1	143,4	105,4
Prestations familiales ^a	76,3	96,9	38,05
Revenus hors prestations familiales et RSA ^a	43,8	46,5	67,4
Niveau de vie avant RSA	72,7	75,6	67,2
Age moyen des adultes du ménage ^a	42,8	41,5	45,3
Niveau moyen d'éducation des adultes du ménage ^a	3,5	3,3	3,7
Répondant en couple ^a	0,2	0,1	0,2
Présence d'au moins un enfant dans le ménage ^a	0,4	0,4	0,2
Taux de bénéficiaire du RSA dans le département ^a	59,0	61,2	55,0
Résidence dans une commune de type urbaine ^a	0,8	0,9	0,8
Répondant en emploi en 2009 ^b	0,2	0,1	0,3
Nombre d'observations	3 191	2 172	1 019

^a Différence des moyennes statistiquement significative à 1%.

^b Différence des moyennes statistiquement significatives à 5%.

Notes : Les moyennes sont pondérées. Le niveau moyen d'éducation des adultes du ménage est calculé à partir d'une variable codée de 1 à 8 par niveau croissant d'éducation.

Lecture : Les non-recourants ont en moyenne un niveau de vie de 67,20 euros mensuels contre 75,60 euros pour les bénéficiaires.

Source : Enquête quantitative sur le RSA 2010-2011, phase téléphonique, Dares.

forte différence des montants moyens de prestation familiale entre les deux groupes pourrait indiquer que le fait d'être en contact préalable avec une Caf ou d'avoir des enfants augmente la probabilité de demander le RSA (ce résultat a déjà été observé, voir Collombet (2014)). Des revenus non nuls ne sont par ailleurs pas incompatibles avec des montants de RSA élevés puisque la situation familiale a également un rôle dans l'attribution des droits.

Le niveau de vie⁴ avant RSA est proche dans les deux sous-populations (les graphiques de l'annexe A présentent les distributions des niveaux de vie des bénéficiaires et des non-recourants). Parmi les autres caractéristiques des ménages, les moyennes de l'âge, de l'éducation des adultes du foyer et du fait de vivre en couple sont plus élevées chez les non-recourants que chez les bénéficiaires. La situation est inverse pour la présence d'un enfant à charge dans le ménage, pour la part de bénéficiaires du RSA dans le département et pour le fait de résider dans une commune de type urbaine.

On peut finalement noter, à l'aide des informations fournies dans l'enquête en face-à-face que 14% des non-recourants au RSA « socle seul » déclarent n'avoir jamais entendu parler du RSA, 71% déclarent ne pas savoir comment il est cal-

⁴Le niveau de vie, ou revenu par unité de consommation, permet de comparer des ménages de taille et de compositions différentes. Le revenu est ajusté avec une échelle d'équivalence. L'échelle d'équivalence utilisée ici est celle dite « OCDE-modifiée », qui donne un poids de 1 au premier adulte du ménage, de 0.5 aux autres personnes de 14 ans ou plus et de 0.3 aux enfants de moins de 14ans.

culé et 23% évoquent une question de principe (ne souhaite pas dépendre des aides sociales ou devoir quelque chose à l'état) comme raison principale de leur non-recours.

3.2 Les hypothèses

La littérature économique considère généralement que le non-recours rend compte de la décision du ménage de ne pas participer au dispositif⁵. Dans une optique du choix rationnel, où les décisions reposent sur un calcul économique visant à maximiser l'utilité du ménage éligible, le non-recours survient lorsque les coûts du recours sont supérieurs aux bénéfices attendus de la prestation (O'Donoghue and Rabin, 1999).

Le montant du RSA perçu chaque mois par le ménage est utilisé pour évaluer l'effet du montant des bénéfices. On introduit aussi le niveau de vie du foyer avant RSA, pour capturer l'effet du niveau de pauvreté sur le recours au RSA. On s'attend à ce que les foyers qui ont des niveaux de vie plus élevés aient un niveau plus faible de recours. Pour tenir compte d'une possible association non-linéaire, comme suggéré par le graphique II.1, on distingue les niveaux de vie nuls, les niveaux de vie très faibles (jusqu'à 70 euros mensuels) pour retracer la partie descendante de la pente observée au graphique II.1, et les autres niveaux de vie, à partir de 70 euros mensuels qui correspondent à la partie ascendante du graphique. Bien que le montant du RSA dépende de la composition du foyer, il n'est pas certain que le montant soit suffisant pour un foyer avec enfant. Les dépenses à effectuer pour un enfant pourraient être supérieures à celles prévues par le dispositif et on s'attend à ce que les foyers avec enfant soient plus souvent en situation de recours que les autres. L'effet de la durée anticipée d'éligibilité est approximé par la situation en emploi du répondant (et de celle du conjoint dans l'estimation sur les couples) un an avant l'enquête. Les foyers les plus proches de l'emploi ont une plus grande chance d'obtenir un emploi dans le futur et donc une durée attendue d'éligibilité plus. La situation maritale est également introduite : la présence d'un conjoint (et plus largement d'autres adultes dans le foyer) augmente en effet le nombre de personnes susceptibles de trouver un emploi (Tempelman and Houkes-Hommes, 2015) et pourrait donc réduire l'incitation du foyer à demander l'aide.

⁵Le non-recours peut cependant ne pas provenir d'une décision lorsque le foyer n'a pas connaissance de l'existence de l'aide (Anne and Chareyron, 2017), ce qui est le cas de 14% des non-recourants au RSA « socle seul ».

Le bénéfice d'une prestation familiale est introduit pour approximer les coûts d'informations. Le fait de bénéficier d'une prestation peut influencer sur ces coûts par la meilleure connaissance des dispositifs d'aide grâce, entre autres, aux informations fournies par les Caf à leurs allocataires (ce résultat a été mis en évidence dans le cas de l'allocation d'orphelin (CERC, 1986))⁶.

Les coûts de candidatures sont approximés par le niveau d'éducation, la localisation et la nationalité du foyer. On s'attend à ce que les foyers les plus éduqués aient plus de facilités à effectuer les démarches administratives nécessaires au bénéfice de l'aide et possèdent un taux de recours plus élevé. La localisation du ménage (urbaine ou rurale) peut, elle aussi, influencer sur les coûts de perception du RSA (distance au centre de traitement); ces coûts pourraient être plus faibles pour les ménages urbains Bramley et al. (2000); Chareyron and Domingues (2016); Warlick (1982). La nationalité est introduite, sous l'hypothèse que pour des répondants étrangers, une moins bonne maîtrise des administrations et des procédures peut entraîner des coûts plus importants dans la demande (Riphahn, 2001).

L'âge, le sexe et le taux d'allocataires du RSA dans le département sont introduits pour approximer les coûts de stigmatisation. On s'attend à ce que le sentiment de stigmatisation augmente avec l'âge et donc que les personnes demandent moins fréquemment le RSA avec l'âge. Les normes sociales peuvent rendre une situation dans laquelle un individu n'est pas capable de subvenir aux besoins de sa famille, plus stigmatisante pour les hommes que pour les femmes (Riphahn, 2001). La crainte de la stigmatisation peut aussi être liée aux préférences ou aux intérêts de l'entourage du foyer (Besley and Coate, 1992); pour saisir cette possibilité, nous introduisons le taux d'allocataires du RSA dans le département de résidence comme proxy du sentiment de stigmatisation (Terracol, 2002).

4 L'estimation

4.1 Les déterminants du recours

Les résultats de l'estimation de modèles probit sont présentés dans le tableau I.6, avec plusieurs spécifications : le modèle 1 contient les caractéristiques socio-économiques et les caractéristiques du ménage, puis le montant des bénéfices et

⁶Le bénéfice d'une allocation logement n'est en revanche pas renseigné dans l'enquête et ne peut donc pas être introduit dans l'estimation (même si le bénéfice de l'aide a pu être assimilé par erreur, par l'enquêté, aux allocations familiales).

les caractéristiques du lieu de résidence sont introduits dans les modèles 2 et 3. On teste finalement l'influence du choix du découpage de la variable de niveau de vie en introduisant l'information en quatre tranches dans deux configurations différentes : dans le modèle 4 on ajoute la tranche supplémentaire au-dessus de 70 euros et dans le modèle 5 on l'ajoute au-dessous de 70 euros. Pour faciliter l'interprétation, les effets marginaux au point moyen sont présentés. On n'observe pas de changement de signe et peu de changements de significativités des coefficients entre les différents modèles⁷. C'est avec la spécification du modèle 3 que l'on obtient les critères d'informations les plus faibles ; le modèle 3 sera donc discuté plus bas et utilisé dans les estimations suivantes⁸.

Le recours plus important dans les communes de types urbaines fait apparaître la présence de coûts de candidature plus importants pour les ménages qui sont plus éloignés des centres administratifs : résider dans une commune de type urbaine augmente de près de 9 points de pourcentage le recours au RSA socle. Contrairement à nos attentes les foyers les plus éduqués ont une plus faible propension au recours. L'explication pourrait provenir du fait que ces foyers ont davantage d'opportunités de trouver de nouveaux revenus et s'attendent donc à une durée d'éligibilité courte. Concernant les coûts de stigmatisation, le recours apparaît effectivement diminuer avec l'âge. La présence de coûts de stigmatisation est également confirmée par le taux plus élevé de recours dans les départements où le taux d'allocataire du RSA est plus élevé. Dans ces départements la perception plus fréquente des allocations rend le recours moins stigmatisant.

Concernant l'effet de la durée attendue d'éligibilité, la proximité à l'emploi (approximé par la situation en emploi du répondant un an avant l'enquête) réduit la probabilité de recours. Le recours moins fréquent des foyers dont les membres vivent maritalement est une autre indication du fait que de meilleures opportunités d'obtenir de nouveaux revenus réduisent la durée attendue d'éligibilité et la probabilité de recourir. Le montant des bénéfices a un effet significatif mais faible sur le recours : une augmentation de 100 euros des droits entraîne une augmentation de 2 points de pourcentage du recours. On observe que la probabilité de

⁷La corrélation entre le niveau de vie et le bénéfice d'une prestation familiale et celle entre le niveau de vie et le nombre d'enfants à charge se situe autour de 60%. La corrélation entre le bénéfice d'une prestation familiale et le nombre d'enfants est d'environ 80%. Le test VIF ne fait cependant pas apparaître de problème de colinéarité entre ces variables.

⁸L'introduction du montant forfaitaire et des ressources du foyer à la place du montant des droits n'entraîne pas de changement important dans les résultats (résultats disponibles sur demande).

recours décroît avec l'augmentation du niveau de vie. L'effet localement positif du niveau de vie avant RSA sur le recours que suggérait le graphique 1 n'apparaît pas lorsque le bénéfice d'au moins une prestation familiale est introduit. Le recours au RSA apparaît donc décroître avec le niveau de vie avant RSA en dépit d'un taux de recours très faible pour les foyers dont le niveau de vie avant RSA est nul⁹ : le non-recours élevé parmi ces foyers est associé à l'absence fréquente de perception de prestations familiales. Cela confirmerait l'existence de coûts d'information élevés pour les ménages qui ne sont pas préalablement en contact avec une Caf, et qui maintiennent en grande pauvreté des ménages aux niveaux de vie déjà très bas. L'accès à l'information apparaît donc jouer un rôle très important dans l'explication du recours. Le bénéfice d'une prestation familiale accroît de 32 points de pourcentage la probabilité de recourir au RSA socle, c'est donc le facteur qui influence le plus fortement la probabilité de recours. Cet effet est probablement le résultat des informations communiquées par les Caf aux allocataires sur les prestations dont ils peuvent bénéficier (Okbani, 2013, 2014).

Ce phénomène de non-recours élevé pour des foyers aux niveaux de vie très faible est assez rarement mis en évidence dans la littérature, qui souligne plutôt que le non-recours touche davantage les ménages les moins pauvres (Blundell et al., 1988; McGarry, 1996; Pudney et al., 2007). L'effet est d'ailleurs particulier au RSA « socle seul » et ne s'observe pas dans le cas du RSA « activité » où le non-recours apparaît principalement toucher les ménages les moins pauvres Domingo and Pucci (2012, 2014). On peut également noter que, à la différence du RSA « activité », le sexe et le nombre d'enfants n'ont pas d'effet significatifs sur la probabilité de recours du RSA « socle seul ».

⁹ 1 884 ménages éligibles ont un niveau de vie avant RSA nul.

TABLE I.6: Estimations de la probabilité de recours au RSA socle (modèles probit)

	Modèle (1)	Modèle (2)	Modèle (3)	Modèle (4)	Modèle (5)
Montant des droits au RSA (en milliers d'euros)		0.203** (0.073)	0.194** (0.073)	0.217** (0.080)	0.189** (0.073)
Caractéristiques sociodémographiques :					
<i>Niveau de vie (Réf : niveau de vie nul)</i>					
Niveau de vie positif et inférieur ou égal 70 euros	-0.083** (0.036)	-0.080** (0.036)	-0.086** (0.035)	-0.084** (0.035)	
Niveau de vie compris entre 70 euros et 100 euros				-0.206*** (0.046)	
Niveau de vie supérieur à 100 euros				-0.161*** (0.035)	
Niveau de vie positif et inférieur ou égal 30 euros					-0.019 (0.069)
Niveau de vie compris entre 30 euros et 70 euros					-0.098** (0.038)
Niveau de vie supérieur à 70 euros	-0.223*** (0.025)	-0.167*** (0.032)	-0.173*** (0.032)		-0.177*** (0.032)
Bénéficie de prestation(s) familiale(s)	0.325*** (0.036)	0.331*** (0.037)	0.321*** (0.036)	0.322*** (0.036)	0.326*** (0.036)
Référent en emploi en 2009	-0.172*** (0.021)	-0.169*** (0.021)	-0.146*** (0.021)	-0.146*** (0.021)	-0.146*** (0.021)
Caractéristiques du ménage :					
Répondant de sexe masculine	0.012 (0.017)	0.013 (0.017)	0.015 (0.017)	0.015 (0.017)	0.014 (0.017)
Age moyen des adultes	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)
Education moyenne des adultes	-0.010** (0.004)	-0.010** (0.004)	-0.008** (0.004)	-0.008** (0.004)	-0.008** (0.004)
<i>Situation maritale (Réf : Marié ou pacsé)</i>					
En couple mais non marié ou pacsé	0.164*** (0.043)	0.174*** (0.043)	0.180*** (0.042)	0.180*** (0.042)	0.180*** (0.042)
Célibataire	0.166*** (0.028)	0.192*** (0.030)	0.190*** (0.029)	0.192*** (0.030)	0.189*** (0.029)
Divorcé/Séparé	0.181*** (0.031)	0.207*** (0.032)	0.200*** (0.032)	0.203*** (0.032)	0.199*** (0.032)
Veuf	0.126** (0.050)	0.150** (0.050)	0.144** (0.050)	0.147** (0.050)	0.142** (0.050)
<i>Situation familiale (Réf : Pas d'enfant à charge)</i>					
1 enfant à charge	0.068** (0.031)	0.040 (0.032)	0.045 (0.032)	0.042 (0.032)	0.046 (0.032)
2 enfants à charge	0.055 (0.039)	0.007 (0.044)	0.015 (0.043)	0.009 (0.044)	0.013 (0.043)
Plus de 2 enfants à charge	0.100** (0.042)	0.041 (0.049)	0.042 (0.049)	0.032 (0.050)	0.039 (0.049)
Nationalité (=1 si européen hors France)	-0.082 (0.059)	-0.080 (0.059)	-0.058 (0.059)	-0.059 (0.059)	-0.059 (0.058)
Caractéristiques du lieu de résidence :					
Taux de bénéficiaire du RSA dans le département			0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)
<i>Type de commune (Réf : Commune rurale)</i>					
Commune urbaine de moins de 100 000 habitants			0.093*** (0.022)	0.093*** (0.022)	0.093*** (0.022)
Commune de 100 000 habitants ou plus			0.086*** (0.022)	0.086*** (0.022)	0.086*** (0.022)
AIC	3615	3609	3541	3542	3542
Nombre d'observations	3191	3191	3191	3191	3191

Notes : Le tableau présente les effets marginaux au point moyen. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Écart-types robustes entre parenthèses.

Lecture : Dans les 5 modèles, le fait d'habiter dans une commune de type urbaine augmente significativement la probabilité d'être recourant (coefficient positif et probabilité d'être dans l'erreur en rejetant l'absence d'influence inférieure à

4.2 Des déterminants différents en fonction des populations

Pour tester l'hétérogénéité des déterminants entre les foyers, on ré-estime le modèle 5 sur différentes sous-populations (tableau I.7). Le montant des droits apparaît uniquement affecter les ménages qui possèdent un niveau de vie supérieur à 70 euros. Comme l'indiquent Tempelman and Houkes-Hommes (2015), l'absence d'effet détectable du montant des droits sur les foyers les plus pauvres peut s'expliquer par la faible variabilité des montants des droits dans cette sous-population : les foyers ont généralement droit à l'allocation maximale. Le montant des droits n'apparaît pas non plus avoir d'effet significatif sur les couples. Cela pourrait s'expliquer par le fait que la taille réduite de cette sous-population diminue la probabilité de détecter les effets. L'estimation sur les couples permet de tester l'effet de la situation en emploi du conjoint un an avant l'enquête. De même que pour le répondant, les couples dont le conjoint a été en emploi en 2009 ont une plus faible probabilité de recourir au RSA socle. L'effet est d'ailleurs particulièrement fort puisque l'emploi du conjoint en 2009 réduit de 22% la probabilité de recourir au RSA socle.

Bien que certaines différences puissent être observées concernant l'effet du montant des droits au RSA, les signes des coefficients sont généralement similaires entre l'estimation sur l'ensemble de la population et les estimations sur les sous-populations.

4.3 Une appréciation de la robustesse des résultats

Comme pour l'estimation du taux de non-recours, certaines hypothèses peuvent influencer le résultat des estimations : en particulier l'hypothèse que les revenus sont parfaitement déclarés dans l'enquête. Pour tester la robustesse des résultats à la déclaration correcte des informations dans l'enquête on réalise l'estimation sur les foyers qui ne sont pas suspectés d'avoir sous déclarés leurs revenus (échantillon 2) ; on effectue également l'estimation avec des variations de -5%, 5% et 10% des revenus. Les résultats sont présentés dans le tableau I.8. Les enquêteurs ont déclarés au moment de l'enquête si ils jugeaient les réponses des enquêtés fiables. On a donc effectué l'estimation sur les seules observations considérées comme étant fiables : l'estimation n'est réduite que de 10 ménages et les coefficients évoluent très peu¹⁰.

¹⁰Les résultats ne sont pas présentés mais sont disponibles sur demande.

L'estimation sur les ménages qui ne sont pas suspectés de sous-déclaration est réduite de 120 ménages éligibles¹¹ et ne voit pas ses coefficients varier fortement (hormis la deuxième tranche des niveaux de vie qui n'est plus significative et l'effet de la situation en emploi qui est réduit). Les estimations effectuées avec différentes variations des revenus ne remettent pas non plus en cause les conclusions précédentes : la probabilité de recours diminue avec le niveau de vie et le bénéfice d'une prestation familiale augmente fortement le taux de recours.

¹¹L'échantillon 2 exclut 138 ménages fortement suspectés d'avoir sous-déclaré leurs revenus d'activité (voir encadré 2). 120 d'entre eux sont éligibles et sont donc retirés de l'estimation.

TABLE I.7: Estimations de la probabilité de recours au RSA socle pour différentes sous-populations

	Niveau de vie inférieur à 70	Niveau de vie supérieur à 70 euros	Célibataires	Couples
Montant des droits au RSA (en milliers d'euros)	-0.018 (0.273)	0.238*** (0.071)	0.299** (0.103)	0.134 (0.117)
Caractéristiques sociodémographiques :				
<i>Niveau de vie (Réf : niveau de vie nul)</i>				
Niveau de vie positif et inférieur ou égal 70 euros			-0.012 (0.043)	-0.205** (0.073)
Niveau de vie supérieur à 70 euros			-0.161*** (0.037)	-0.196** (0.079)
Bénéficiaire de prestation(s) familiale(s)	0.209*** (0.046)	0.278*** (0.051)	0.353*** (0.043)	0.288*** (0.077)
Répondant en emploi en 2009	-0.168*** (0.026)	-0.087** (0.036)	-0.132*** (0.025)	-0.103** (0.045)
Conjoint en emploi en 2009				-0.222*** (0.044)
Caractéristiques du ménage :				
Répondant est un homme	0.027 (0.021)	-0.027 (0.031)	0.003 (0.020)	-0.005 (0.038)
Age moyen des adultes	-0.002*** (0.001)	-0.004 (0.002)	-0.002*** (0.001)	-0.004 (0.002)
Education moyenne des adultes	-0.008 (0.005)	-0.010 (0.007)	-0.006 (0.004)	-0.013 (0.011)
<i>Situation maritale (Réf : Marié ou pacsé) :</i>				
En couple mais non marié ou pacsé	0.126* (0.064)	0.182*** (0.049)		0.134** (0.041)
Célibataire	0.171** (0.061)	0.120** (0.039)	0.000 (0.000)	
Divorcé/Séparé	0.180** (0.063)	0.134** (0.044)	0.005 (0.022)	
Veuf	0.102 (0.081)	0.138* (0.066)	-0.060 (0.047)	
<i>Situation familiale (Réf : Pas d'enfant à charge)</i>				
1 enfant à charge	0.087* (0.047)	0.032 (0.054)	-0.035 (0.041)	0.128** (0.060)
2 enfants à charge	0.022 (0.082)	0.025 (0.063)	-0.021 (0.055)	0.048 (0.081)
Plus de 2 enfants à charge	0.144 (0.121)	0.007 (0.067)	-0.002 (0.059)	0.059 (0.098)
Nationalité (=1 si européen hors France)	-0.060 (0.071)	-0.060 (0.107)	0.010 (0.067)	-0.278* (0.143)
Caractéristiques du lieu de résidence :				
Taux de bénéficiaire du RSA dans le département	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.000)	0.003** (0.001)
<i>Type de commune (Réf : Commune rurale)</i>				
Commune urbaine de moins de 100 000 habitants	0.099*** (0.027)	0.073** (0.038)	0.075** (0.025)	0.125** (0.051)
Commune de 100 000 habitants ou plus	0.087** (0.027)	0.074** (0.037)	0.065** (0.025)	0.124** (0.049)
AIC	2603	945	2912	544
Nombre d'observations	2216	975	2626	502

Notes : Le tableau présente les effets marginaux au point moyen. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Écart-types robustes entre parenthèses.

Lecture : Bénéficiaire d'au moins une prestation familiale augmente la probabilité de recourir au RSA de 28 points de pourcentage pour les ménages qui possèdent un niveau de vie supérieur à 70 euros.

Champ : Ménages éligibles au RSA « socle » seul (échantillon 1).

Source : Enquête quantitative sur le RSA 2010-2011, phase téléphonique, Dares.

TABLE I.8: Estimations sur différents échantillons et avec différents découpages du niveau de vie

	Echantillon 2	-5% revenu	+5% revenu	+15% revenu
Montant des droits au RSA (en milliers d'euros)	0.212** (0.073)	0.244*** (0.072)	0.167** (0.071)	0.206** (0.079)
Caractéristiques sociodémographiques :				
<i>Niveau de vie (Réf : niveau de vie nul)</i>				
Niveau de vie positif et inférieur ou égal 70 euros	-0.060 (0.037)	-0.081** (0.035)	-0.107** (0.037)	-0.111** (0.039)
Niveau de vie supérieur à 70 euros	-0.179*** (0.032)	-0.165*** (0.031)	-0.175*** (0.032)	-0.155*** (0.033)
Bénéficie de prestation(s) familiale(s)	0.320*** (0.036)	0.319*** (0.036)	0.340*** (0.036)	0.333*** (0.037)
Répondant en emploi en 2009	-0.044* (0.025)	-0.139*** (0.021)	-0.143*** (0.021)	-0.134*** (0.022)
Caractéristiques du ménage :				
Répondant de sexe masculin	0.022 (0.017)	0.018 (0.017)	0.012 (0.017)	0.011 (0.017)
Age moyen des adultes	-0.002*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)
Education moyenne des adultes	-0.008* (0.004)	-0.008* (0.004)	-0.008* (0.004)	-0.009** (0.004)
<i>Situation maritale (Réf : Marié ou pacsé)</i>				
En couple mais non marié ou pacsé	0.169*** (0.043)	0.184 (0.157)	0.187*** (0.043)	0.186*** (0.045)
Célibataire	0.179*** (0.031)	0.190 (0.153)	0.192*** (0.029)	0.205*** (0.031)
Divorcé/Séparé	0.190*** (0.033)	0.197 (0.154)	0.203*** (0.032)	0.217*** (0.033)
Veuf	0.133** (0.052)	0.145 (0.158)	0.142** (0.050)	0.147** (0.052)
<i>Situation familiale (Réf : Pas d'enfant à charge)</i>				
1 enfant à charge	0.032 (0.032)	0.039 (0.031)	0.051 (0.032)	0.048 (0.033)
2 enfants à charge	0.014 (0.043)	-0.006 (0.043)	0.011 (0.042)	0.006 (0.044)
Plus de 2 enfants à charge	0.037 (0.048)	0.021 (0.049)	0.050 (0.047)	0.053 (0.049)
Nationalité (=1 si européen hors France)	-0.072 (0.059)	-0.058 (0.059)	-0.062 (0.059)	-0.078 (0.060)
Caractéristiques du lieu de résidence :				
Taux de bénéficiaire du RSA dans le département	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)
<i>Type de commune (Réf : Commune rurale)</i>				
Commune urbaine de moins de 100 000 habitants	0.072** (0.023)	0.100*** (0.022)	0.085*** (0.022)	0.081*** (0.023)
Commune 100 000 habitants ou plus	0.061** (0.023)	0.093*** (0.022)	0.080*** (0.022)	0.081*** (0.022)
AIC	3374	3617	3494	3410
Nombre d'observations	3071	3245	3160	3075

Notes : Le tableau présente les effets marginaux au point moyen. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Écart-types robustes entre parenthèses.

Lecture : Bénéficiaire d'au moins une prestation familiale augmente la probabilité de recourir au RSA de 32 points de pourcentage pour les ménages de l'échantillon 2.

Champ : Ménages éligibles au RSA « socle » seul.

Source : Enquête quantitative sur le RSA 2010-2011, phase téléphonique, Dares.

5 Conclusion

Le non-recours aux dispositifs sociaux interroge les décideurs et les chercheurs depuis maintenant quelques décennies. L'analyse économique, en faisant du non-recours le produit d'un arbitrage rationnel, a permis de mettre en évidence l'existence de coûts qui dissuadent certains ménages de rentrer dans certains programmes d'aide. Parmi ces coûts, la stigmatisation liée à la demande des prestations sociales, particulièrement celles attribuées sous conditions de ressources, a été pointée du doigt. Le non-recours observé sur la partie « socle seul » du RSA est particulier car ce dispositif apporte généralement des ressources substantielles et touche des foyers qui ont des revenus inférieurs au montant forfaitaire du RSA. On pourrait donc s'attendre à ce que l'utilité retirée du bénéfice dépasse les coûts liés à la demande de l'aide.

Certains ménages subissent pourtant des coûts très importants qui les empêchent de recourir. Ces ménages sont probablement peu ou pas informés de l'existence et des conditions d'accès au RSA et se sentent plus stigmatisés par la demande. Ils ont, par ailleurs, souvent des revenus très bas voire nuls, ce qui apporte une vision différente du non-recours. Le non-recours apparaît concerner les personnes les plus éloignées des institutions, et qui auraient souvent le plus besoin de l'accès au RSA. En termes de politique publique, le problème est complexe puisqu'il est nécessaire de cibler, par exemple par une campagne d'information, une population qui est d'autant plus difficile à atteindre qu'elle n'est, souvent, pas allocataire d'une Caf.

Une limite de l'étude provient du manque d'information que l'on possède sur certaines ressources qui pourraient limiter le besoin d'aide du foyer. On peut classer ces ressources en trois catégories. Premièrement, les revenus provenant d'emplois non déclarés (une variable est présente mais ne semble pas bien renseignée) peuvent ne pas avoir été déclarés dans l'enquête. Deuxièmement, les transferts familiaux et les aides en nature ; ils doivent être déclarés lors de la demande du RSA et devraient l'être aussi dans l'enquête mais il est envisageable qu'ils soient sujets à des erreurs de déclaration car ces ressources ne font pas l'objet d'une question particulière. Troisièmement, le patrimoine des ménages (épargne, bien mobiliers, bien immobiliers) n'est pas demandé dans l'enquête, hormis les revenus de l'épargne qui sont regroupés avec d'autres sources de revenus. La possession

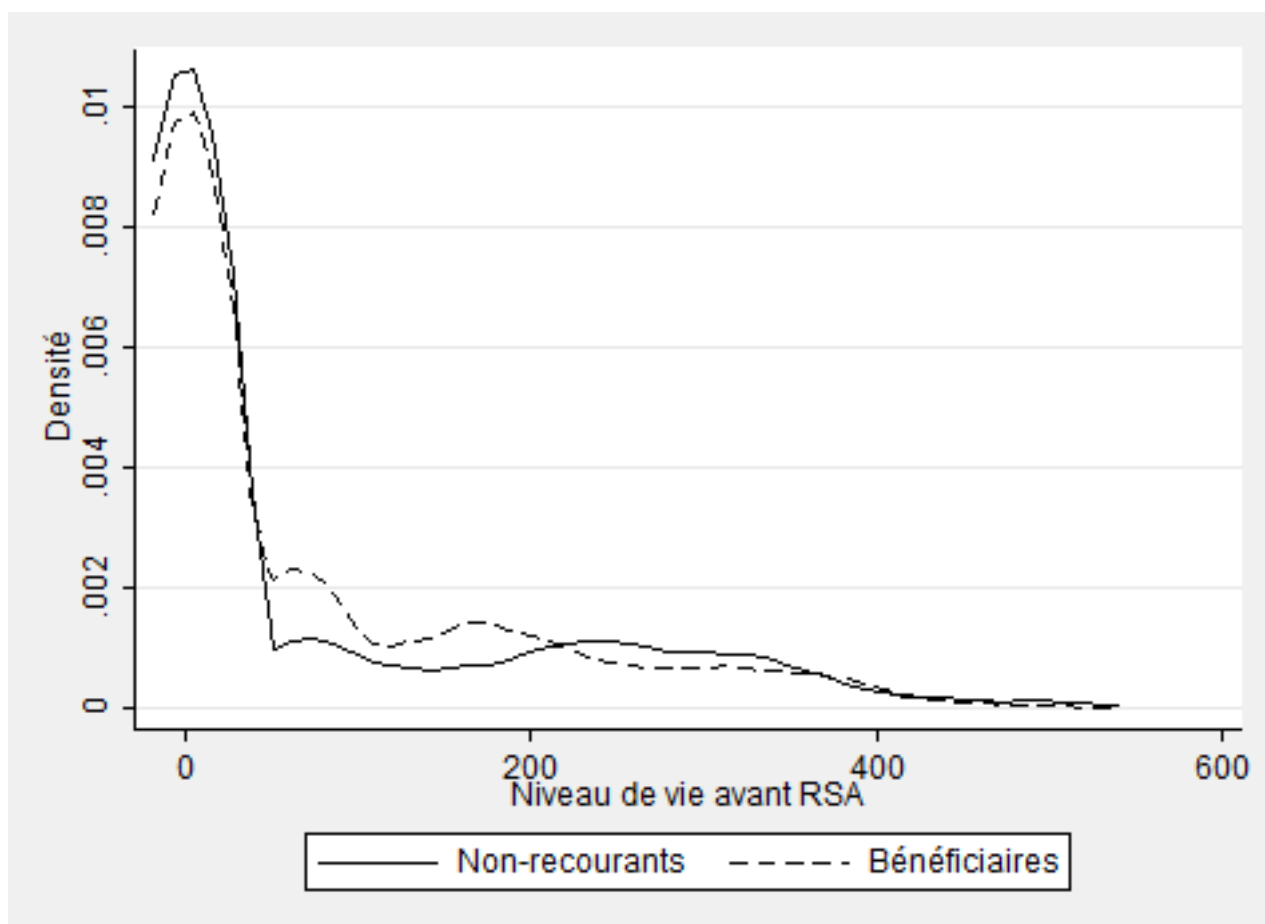
d'un patrimoine, même faible, peut pourtant réduire l'utilité de bénéficier d'une aide : par exemple l'épargne accumulée peut être décaissée pour se substituer aux revenus. Dans les études étrangères où l'information était disponible, la variable liée au montant du patrimoine a ainsi un effet significatif sur le recours (Bargain et al., 2012; Tempelman and Houkes-Hommes, 2015). Cette étude ne permet donc pas de savoir si une partie du paradoxe du non-recours au dispositif du RSA « socle seul » peut s'expliquer par la possession d'actifs, de revenus provenant d'un emploi non déclaré ou d'aides en nature qui puissent permettre au ménage d'accéder à des ressources dont le niveau de vie ne rend pas compte.

Concernant la connaissance du non-recours il serait donc nécessaire d'avoir une vision plus complète du phénomène en améliorant, dans les enquêtes à venir, l'information sur le statut d'occupation du logement et les actifs financiers des ménages. Cela permettrait de tester et d'estimer précisément l'association entre niveau de patrimoine et non-recours. L'information sur le statut d'occupation du logement permettrait également d'évaluer plus précisément le montant du droit. Il paraîtrait aussi intéressant d'augmenter la quantité et la précision des informations disponibles sur les ressources non monétaires mais aussi sur les frais des ménages pour mieux comprendre les conditions de vie des non-recourants.

Annexe

Annexe A : Distribution du niveau de vie des non-recourants et des bénéficiaires avant RSA

FIGURE I.2: *Distribution du niveau de vie des non-recourants et des bénéficiaires avant RSA*



Champ : Ménages éligibles au RSA « socle seul » (échantillon 1).

Source : Enquête quantitative sur le RSA 2010-2011, phase téléphonique, Dares.

Chapitre II

Take-up of Social Assistance Benefits : the case of the French Homeless

Ce chapitre contient les éléments d'un article accepté pour publication : Chareyron, S. and P. Domingues (2016), Take-up of Social Assistance Benefits : the case of the French Homeless, Review of Income and Wealth, forthcoming.

1 Introduction

One of the key issues for many countries in the evaluation of their social programs designed to ensure a minimum level of resources for low-income households, is to understand the reasons behind non-take-up (Frick and Groh-Samberg, 2007). This phenomenon is described in the literature as the portion of people eligible for social assistance who either do not claim or do not receive it. This outcome has been highlighted in many studies in different contexts (Currie, 2004). This phenomenon has an important impact on the redistribution of social assistance programs, since it hampers the achievement of their main objective: to reduce poverty. However, the existing literature on this issue tends not to address the homeless part of the population, and so little is known about their non-take-up behavior.

Estimating the proportion of non-take-up of social assistance within a population is a difficult task, because the eligible population that does not claim benefits is rarely recorded in administrative data. In particular, although homeless people are part of the target population for these social programs, they are generally not recorded in administrative data as well as in surveys. This is a problem for most scholars using national surveys to assess the non-take-up issue. For instance, the quantitative surveys on French income support¹ and German Income and Expenditure² do not take account of people living in non-permanent homes or in institutions. The same problem exists in administrative data used to calculate non-take-up measures. This is the case for the Finnish Income Distribution Survey used by Bargain et al. (2012) and for administrative data collected by the Dutch Statistical Office and used by Tempelman and Houkes-Hommes (2015). Consequently, little is known about the behavior of the homeless with regard to social assistance, and previous studies fail to accurately estimate the proportion of non-take-up. Although relatively small, this population is important because of its level of poverty. Furthermore, the size of the homeless population has grown in the last ten years in countries such as France: Yaouancq et al. (2013) show that the number of homeless people increased by 44% over the past 11 years in France.

¹This survey is used by Domingo and Pucci (2012), Domingo and Pucci (2014) and Chareyron (2014) to evaluate the non-take-up rate of French income support.

²This survey is used by Riphahn (2001) to evaluate the non-take-up rate of German social assistance benefits.

In 2012, this population was estimated at 141,500.³

It is worth questioning if homelessness is due to insufficient social assistance or to a lack of take-up of the social assistance available. Depending on which of these two scenarios is true, public policy conclusions will be very different. In the case of insufficient assistance, this means that the social program is directly failing to achieve its aim, which is to provide the means whereby people can live with dignity. In the second case, the program is also failing to achieve its aim, but indirectly. The problem may be due to poor support, difficult application procedures or complex eligibility requirements. Furthermore, the behavioral aspects of the non-take-up phenomenon need to be economically explained. Normally, take-up studies assume rationality in the usual economic sense: that people behave as utility maximizers in the choice to take-up or not, with constraints associated with the lack of information, the ability to claim or the disutility from the claiming procedure. Is this explanation consistent for the homeless? How much rationality can we attribute to this decision? It is also difficult to assess, a priori, whether the non-take-up rate by the homeless is higher than that of the general population. Theoretically, two possibilities can be considered. The take-up rate may be higher because the homeless are potentially poorer than the rest of the eligible population and could thus gain more utility from the program. Alternatively, the take-up rate may be lower because access to information about the program is harder for this population to obtain.

With this aim in mind, this paper proposes statistical evidence on the non-take-up rate of the basic French income support program by homeless people and the determinants of this phenomenon. To the best of our knowledge, no study has accurately assessed statistical evidence of non-take-up at a national level for the homeless as has been done for the rest of the population. Furthermore, we also provide a sensitivity analysis of our results in order to investigate potential measurement errors, in particular those induced by the use of income data recorded in surveys.

In order to estimate the non-take-up rate, we used a new French dataset: the

³Authors use two homeless surveys conducted in France in 2001 and 2012. The definition of the homeless includes people living in accommodations such as collective accommodations, hotels and other places not designed for permanent habitation, such as shelters. To explain why the homeless population increased by 44% over 2001-2012, Yaouancq et al. (2013) point out the increased number of asylum seekers. The increase in the cost of housing in major cities such as Paris and the economic crisis have also contributed to the increasing number of the homeless.

2012 Homeless Survey conducted by INSEE and INED. This survey was specifically designed to carry out a census of the homeless, study their living conditions and evaluate their non-take-up rate with regard to income support. One important point is the definition of the homeless population. Since this population is heterogeneous, definitions of homelessness can differ across studies. For this paper, we define homeless as people living in collective accommodations, hotels and other places such as shelters not designed for continuous habitation.

This paper adds to existing research on the non-take-up issue in three main ways. First, our findings highlight that the non-take-up rate of basic French income support among homeless individuals is significantly lower than that of the general population, even when we consider the same level of income. We suggest that this difference can be explained by the much lower overall resources possessed by the homeless compared with the population living in individual homes. For instance, a homeless individual may have little or no familial assets, which may not be the case for the rest of the population. As a consequence, homeless people have more incentives to claim social income support. Second, we demonstrate that the traditional economic approach which modelizes the claiming of social benefits as a rational behavior, is also broadly confirmed for the homeless. This approach considers that non-take-up is an individual choice based on a cost-benefit analysis done by eligible people. Within this framework, benefits are defined as the income support provided by the social program as well as the expected duration of eligibility for this support. Costs result from the difficulty of obtaining information about the program, the time and money spent on the application process and the stigma associated with claiming (Moffit, 1988). We confirm that some of the traditional factors applied to this decision for the general population are also relevant to explain non-take-up by homeless people. Third, we identify a nonlinear relationship between non-take-up and the income earned by the individual. We find that the poorest homeless are less likely to avail themselves of benefits than other homeless, even when living conditions are taken into account. Similarly, we also find that the poorest homeless living in the streets have a lower propensity to claim benefits from a social program than those that are housed. This last result suggests that, at some point, poverty has a large cost effect that offsets benefits provided by a social program. It could also be interpreted as a consequence of

psychological barriers, cognitive constraints, difficulty to act optimally and desocialization, which nuance the general result regarding rational behavior. This last result was recently pointed out by Tempelman and Houkes-Hommes (2015) for the general population.

This paper is structured into six parts. We review existing literature on social assistance take-up, with particular emphasis on a few studies conducted on the homeless in section 2. In section 3, we define the context of this study i.e. the French income support system. We outline the database and present some representative statistics in section 4. Furthermore, this section will also undertake to present non-take-up measures used in this study and to explain the sensitivity analysis used. In section 5, we modelize the take-up decision of the homeless in order to better understand this behavior, and we compare their behavior to that of the rest of the population. Finally, the conclusions are presented in section 6.

2 Literature review

Evidence of an important non-take-up rate of social assistance programs has been documented for the general population across a range of benefits provided by various social programs and in different countries. For instance, for the United States, Scholz (1994) evaluates the rate of take-up of the Earned Income Tax Credit (EITC) program, created in 1975. He shows that, in 1990, the non-take-up rate was between 14% and 20%. This estimation was later confirmed by the Internal Revenue Service (IRS) which estimates this rate at between 13% and 18% of eligible people in 1996 and mentions that 19% of this population did not receive this benefit in 2005 (Internal Revenue Service, 2009). The same phenomenon is also highlighted for the Aid to Families with Dependent Children (AFDC) and the Food Stamps programs. Using US data, Blank and Ruggles (1996) estimate a higher non-take-up rate (between 30% and 38%) for these two social programs. Other authors have also presented evidence of a non-take-up phenomenon in European countries. For example, in reunified Germany, Neumann and Hertz (1998) obtain a strong non-take-up rate of between 52% and 59% for the social assistance program. In England, Duclos (1995) estimates a 20% non-take-up rate for the Supplementary Benefit program and Blundell et al. (1988) estimate an even higher non-take-up rate for the Housing Benefit in 1984 (around 40%). Further-

more, the English governmental administration has repeatedly conducted estimations to evaluate the non-take-up of the Working Families Tax Credit program (WFTC) and has found a rate of between 24% and 28%. Tempelman and Houkes-Hommes (2015) have investigated this issue using administrative data collected by the Dutch Statistical Office and found that 17% of the eligible households do not claim Health-Care Allowance. More evidence comes from administrative Finnish data and a study by Bargain et al. (2012). These authors found a non-take-up rate of between 43% and 51% for the Finnish social assistance program in 2003. In France, some other studies have been conducted on this issue. Terracol (2002) estimates a non-take-up rate of 35% for the former French minimum income program. Using a quantitative survey on French income support, Domingo and Pucci (2012) estimate a 36% non-take-up rate for the French basic income support and Chareyron (2014), using a variety of sensitivity tests, finds a rate ranging between 29% and 35% for the same program and the same year. All these studies point to a relatively high level of non-take-up and strong evidence that this phenomenon is a common issue.

As previously mentioned, because of data collection issues, these previous studies fail to evaluate non-take-up by the homeless. Some studies have attempted to measure this phenomenon but none at a national level. For instance, focusing only on the Californian county of Amaleda and using a panel data survey, Kreider and Nicholson (1997) estimate that 85% of homeless people eligible for SSI/SSDI and 32% of homeless eligible for AFDC were not claiming these benefits. However, most of the time, these measures consist only of counting how many homeless persons did not benefit from social assistance programs regardless of their eligibility. Therefore, these studies do not correctly evaluate the non-take-up rate. For instance, Begin (1996), found that in January 1987, 48% of interviewed homeless persons in Canada were not receiving social assistance benefits. The same strategy was used in Vancouver by Acorn (1993). This study, based on a specific survey of the homeless living in Vancouver, reports that only 18% of Vancouvers homeless are not receiving benefits. However, McCarthy (1995) indicates that between 45% and 34% of homeless youths living in Vancouver were not receiving social assistance. We can also mention that the same approach was used by Schoeni and Koegel (1998). These authors focus on the homeless living in Los Angeles

who were born in the United States and they find that 47.4% of them were not receiving Food Stamps in 1990, and 39.8% were not receiving any benefits. As mentioned, one of the main issues with this methodology is that not all the homeless are eligible for these programs (some homeless people earn an income above the eligibility threshold at that time). So this strategy tends to overestimate the non-take-up rate.

3 The French income support program

This program named Revenu de Solidarité Active (RSA) replaced the former minimum income program (Revenu minimum d'Insertion, RMI) and the allowance for isolated parents (Allocation Parent Isolé, API) on June 1st, 2009 in metropolitan France. The RSA was designed to respond to criticism of the RMI which, it was claimed, provided few incentives to take a job and caused an increase in poverty. The most important change is the possibility of permanently conserving some part of this revenue after returning to employment. This French social program is administered at the county level, but the criteria for allocation are determined at the national level. Therefore, the county administration has no discretionary power, and eligibility conditions are the same for all parts of the country. The assessment is based on the family unit, defined as a single individual or couple, plus all dependent children under the age of 25. To claim program benefits, individuals have to complete a declaration of resources providing information, so that entitlement can be calculated. This form has to be completed every three months. In 2012, this French income support is compounded from two different sources: basic income support and additional income support.

The basic income is paid when the family has no income from employment. The amount of income provided by this social program is a flat sum, and varies depending on the composition of the family. For example, for a single individual with no earned income and without children, the basic income support is 466.99 while this is €700.49 for a single individual with one child. If a family unit benefits from a housing allowance, owns its home or receives free housing, a housing flat-rate is deducted from the social support received. In general, entitlements are calculated as follows: Basic income support = Flat sum - (Total resources + Housing Flat-Rate).

Additional income support is paid to people earning some income from employment, but who are still below the eligibility threshold. To calculate this threshold, the administration takes into account both earned income and unearned income received over the previous three months.

The overall French income support is paid only to individuals with entitlements of more than six euros per month and, in addition to income and family conditions, an age criterion for eligibility applies. An individual will be eligible if he is older than 25 years, with the exception of single parents who can benefit from the income support even if they are under 25. Finally, there are also special eligibility rules for people who are not French citizens. For instance, European citizens must have lived in France for at least three years prior to the date of the claim.

For this paper, we only focus on basic income support, so estimation of the non-take-up rate is evaluated based only on people with no formal employment during the previous three months. The main reason for this focus is that data do not report the monthly incomes from employment for the three months required to calculate the additional income support entitlements which may reduce the accuracy of the measurement.

4 Measuring non-take-up

4.1 Data and study sample

We use the 2012 Homeless Survey, also known as Survey of persons using shelter services and/or hot meal distribution 2012. This survey covers 4,419 individuals for whom we have valuable information allowing us to clearly define the eligible population for basic income support. We can thus evaluate the non-take-up rate of this program. The population recorded in this survey is older than 18, lives in cities with over 20,000 inhabitants and receives accommodation services, such as hot meal distribution or overnight lodging. Our survey is thus representative of the population of 66,300 homeless adults living in cities of more than 20,000 inhabitants. Of the estimated population of 141,500 homeless people, we fail to take into account the 8,000 homeless people who live in small cities or rural areas. The 30,000 homeless children, the 14,700 non-French-speaking foreigners and the 22,500 asylum seekers who form part of the homeless population are not included

in the survey and would, in any case, have been excluded from the sample as they are ineligible for the program. The sample was selected using three stage stratified sampling. First, cities were selected proportionately according to the size of their populations and their capacity to host people experiencing difficulty. Once the city is selected, the second step is the random selection of services (i.e., accommodation services and hot meal distribution points) from a complete list of services available in each selected city. The probability of being selected is weighted by the attendance at each service (i.e., the number of individuals who use the service). The third step involves the random selection of two or four beneficiaries by service (the number of individuals selected depends on the service).

One important point with regard to the individuals recorded in this dataset should be noted: some individuals use a hot meal distribution service, but are living in private accommodation (i.e., they rent or own their house or dwelling). These people cannot be considered homeless and are therefore excluded from the analysis. Consequently, this survey considers an individual to be homeless on a day when he slept the night before in a place that is not intended for continuous habitation, or when he is supported by an agency that gives him free or quasi-free housing. This is the definition of homelessness used in order to define the study sample of our paper.

Concerning the study sample used for our paper, four other important points must be mentioned. First, unlike the 2001 Homeless Survey, foreigners are included in the 2012 survey. Since we do not know their legal status, we cannot identify which ones are eligible. For this reason, we exclude them from the measure although they account for a large proportion of the homeless. Second, since we focus on basic income support, we include only people older than 25, and those who have not been in formal employment during the previous three months. Third, we exclude disabled persons, because they are entitled to benefit from a special allowance, which is more advantageous and cannot be combined with income support; thus, these people are unlikely to request income support funds. Fourth, following the same rationale, we exclude individuals older than 65 because they can receive an allowance for elderly people which is also more beneficial than basic income support. Therefore, our final sample of study consists of 1,108 observations of which 811 individuals are eligible for basic income support. Regarding

the 297 individuals who are identified as ineligible, 118 declare that unemployment benefits are their main source of income and 69 declare that their main source of income comes from a pension. The remaining 110 ineligible individuals declare that they receive, as their main source of income, other support from public and non-governmental organizations, such as assistance from associations or municipalities.

Nevertheless, this survey has some drawbacks with regard to the measurement of income support take-up. First, as with any other survey, the data probably suffer from underreporting, which tends to overestimate the non-take-up rate. In particular, the unearned income received by individuals is only reported for the month during which the individuals obtain the social income support. This is problematic, because we need information on income received during the previous three months in order to calculate eligibility. On this point, we assume that the unearned income reported can be taken as a good approximation of the average unearned income of the previous three months. A similar problem arises with regard to the family situation, which is only known for the month in which the individual received the social benefits. As a consequence, we have to assume that there was no change during the previous three months. Second, we make the conservative decision to also exclude people who were employed in December, since it is not clear whether they have received social income support in December or in January. Thus, we assume that declared benefits were received in January.

4.2 Descriptive statistics

To determine whether an individual takes-up social assistance, we simulate his eligibility and compare this with the actual situation of the individual. Table II.1 presents the simulated entitlements, then the number of observations in the simulated entitlement range, and the last column shows the take-up rate of eligible people. First, we note that eligible individuals are generally below the eligibility threshold by a significant margin, which minimizes the risk of error when we identify eligible individuals. This insight is an important point for the validation of our subsequent estimates of the non-take-up rate. Second, the take-up rate displays an unusual shape. Although we notice that for a simulated entitlement of between €400 and €600, the take-up rate decreases, this range includes sin-

gles with no professional income, since, as presented previously, these individuals receive €466.99 from social income support. Therefore, we can state that this population of singles without professional income is the category least likely to claim social assistance (i.e. displays the highest non-take-up rate).

Table II.1: Distribution of take-up rate by segment of simulated entitlements

Simulated entitlements (€)	Size of the segment	Take-up rate (%)
Less than -1 200	4	.
-1 200 to -1 000	4	.
-1 000 to -800	16	.
-800 to -600	11	.
-600 to -400	61	.
-400 to -200	93	.
-200 to 0	104	.
0 to 200	83	84.3
200 to 400	402	88.5
400 to 600	156	42.3
600 to 800	122	87.7
800 to 2 000	52	90.4
Total	1 108	

Source: 2012 Homeless Survey. Notes: Rates are non-weighted. There are 815 individuals with simulated entitlements over 0€ compared to the 811 eligible individuals used in the estimations. The reason is that 4 individuals have simulated entitlements between 0€ and 6€ and cannot benefit from income support.

Table A1 in appendix presents traditional descriptive statistics for the variables that will be used in the empirical analysis of eligible individuals, non-claimant individuals and claimant individuals. We can see that the mean of the simulated entitlements is lower for claimants than for non-claimants, although the difference is not statistically significant. This surprising result can be explained by the slump in the take-up rate by individuals with simulated entitlements of between €400 and €600. Claimant individuals are younger, they are more often men and have more children than non-claimant individuals. They live more often in big cities (except Paris). We can also mention that those who do not receive income support benefits rarely receive other governmental assistance, but they are more likely to have access to non-conventional sources of income, such as non-governmental assistance or informal incomes. Furthermore, individuals receiving income support benefits appear richer (before receiving the social benefits) than non-claimant individuals. This may indicate that the poorest homeless experience important costs to claim the benefits.

4.3 Take-up and sensitivity analysis

To measure the non-take-up rate, we simulate the eligibility of each individual using information from the survey. As proposed by Bargain et al. (2012), we define two alternative measures of non-take-up. We note as E the number of individuals eligible for basic income support according to our simulations, T the number of individuals eligible for and receiving income support (i.e., the takers), and M the number of individuals receiving some income support, but who are non-eligible for the program according to our simulations (i.e. missed eligibility). The total population of recipients is $(T + M)$, while a direct measure of the eligible population not claiming the basic income support is $(E - T)$.

Ignoring M , a first definition of non-take-up is:

$$NTU1 = (E - T)/E \quad (\text{II.1})$$

In an alternative definition, we reassess the number of eligible persons so as to account for missed eligibility:

$$NTU2 = (E - T)/(E + M) \quad (\text{II.2})$$

Table II.2: Non-take-up rate: Baseline and sensitivity analysis

	All family types		Singles	
	NTU1	NTU2	NTU1	NTU2
<i>Baseline</i>	0.18	0.18	0.18	0.18
<i>Unearned income (uniform change)</i>				
-5%	0.18	0.18	0.18	0.18
+5%	0.18	0.18	0.18	0.18
+15%	0.17	0.17	0.18	0.18
<i>With reprocessing</i>	0.17	0.17	0.17	0.17
<i>Including those who worked in December</i>	0.19	0.19	0.19	0.19

Sources: 2012 Homeless Survey. Note: Rates are weighted.

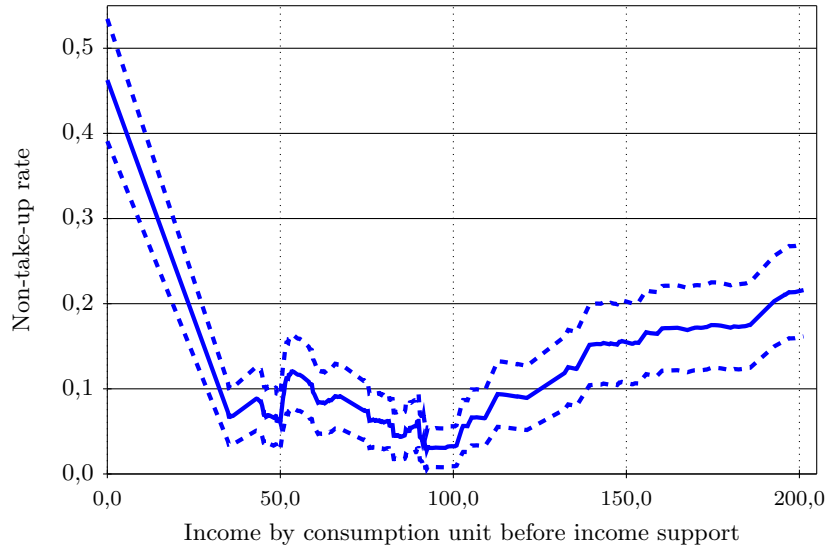
These measures can be seen as the lower and upper bounds of the non-take-up rate. Columns 1 and 2 in table II.2 present these two measures. We can see that regardless of the definition used (NTU1 or NTU2), we find a rate of 18%. It appears that the few cases of missed eligibility (M) cause no important change in the assessment of non-take-up. Then, we test the robustness of our measurement of the non-take-up rate, following the strategy proposed by Bargain et al. (2012).

First, we simulate a -5%, a 10% and a 15% change in income. We can see, that these income variations do not affect our estimation of the non-take-up rate: it remains stable at 18%. Second, we exclude from the eligible population, some individuals who gave specific reasons as to why they no longer receive income support even though, according to the eligibility rules, they should be entitled to social benefits. These individuals were considered to be eligible in previous simulations. Third, we relax the conservative decision to exclude people who were employed in December. Therefore, we reintroduce into the study sample, the homeless who were employed at this time, since some of these individuals may be eligible if the benefits were received in December and not in January. Again, our results remain stable. Then, in columns 3 and 4, we reproduce these estimations but taking only singles into account. Indeed, they represent the largest proportion of the population and are potentially less subject to simulation error. We can see that the use of this subsample of singles does not affect our previous findings.

Figure II.1 describes the frequency of non-take-up according to the income per consumption unit (ICU).⁴ We can see that this rate follows a U-shaped curve. We find a decrease in the non-take-up rate with income (ICU), until a turning point at around €100 after which it increases. This finding is confirmed by table II.3. This table describes the frequency of non-take-up broken down by income level. The homeless in the first quartile of income (from €0 to €21.42 of income) display a higher non-take-up rate than other homeless, and the homeless in the fourth quartile (from €89.05 to €576.92 of income) display a higher rate than those from the second and third quartiles. These observations appear to extend the results found by Tempelman and Houkes-Hommes (2015) for the general population to the homeless. The poorest individuals have the lower propensity to take-up income support. This finding remains to be confirmed by the estimation.

⁴Income per consumption unit is calculated before social income support and is used to compare standards of living in households of different sizes and compositions. For this purpose, we consider the OECD scale. Note that because it is impossible to classify individuals without income into different categories, the first category includes all individuals with no income.

Figure II.1: Non-take-up rate and income by consumption unit for homeless



Source: 2012 Homeless Survey. Note: Rates are weighted.

Table II.3: Non-take-up rate among the homeless by characteristics

Characteristics	Non-take-up rate	Characteristics	Non-take-up rate
Single individual	0.18	Head $\geq$ age 30	0.15
Single parent	0.14	Head between age 30 and 40	0.16
Childless couple	0.42	Head between age 40 and 50	0.16
Couple with children	0.16	Head between age 50 and 60	0.29
No child	0.20	Head $\geq$ 60	0.14
First quartile of ICU	0.34	Head with no schooling	0.18
Second quartile of ICU	0.10	Head of family with college degree	0.26
Third quartile of ICU	0.04	Towns $\geq$ 200,000 inhabitants	0.34
Fourth quartile of ICU	0.27	Towns $<$ 200,000 inhabitants (excluding Paris)	0.10
Family head male	0.20	Paris	0.26
Family head female	0.16	Lives in the streets	0.46

Source: 2012 Homeless Survey. Note: Rates are weighted.

5 The determinants of participation

5.1 Specification

In this paper we use a probit model in order to estimate the determinants of take-up. Variables used in this model allow us to distinguish between the various determinants reported in the literature. According to Riphahn (2001) these determinants can be classified into two categories. On the one hand, those related to the utility provided by the take-up and on the other, those related to the costs of claiming.

The utility provided by the take-up of income support obviously depends on

the calculated expected amount of benefits. This variable is thus included in our specification. The expected amount of benefits also depends on the expected duration of the support. Indeed, an individual recently pushed out of the labor market has more of a chance to reenter employment soon, and thus, the sum of benefit flows from the program should be lower for him (Anderson and Meyer, 1997). Therefore, as expected, duration is related to proximity to the labor market. We estimate this proximity using the number of months of employment during the previous year. The utility obtained from the program also depends on the degree of poverty faced by the individual. Although the income support amount is supposed to be correlated to the degree of the individuals poverty, this correlation is imperfect and the link is not monotonic. We identify the poverty level of individuals by introducing the income per consumption unit (the amount prior to receipt of income support).⁵ Other support obtained by the homeless person can also affect the need of income support. For instance, a homeless person may receive non-governmental assistance from associations, public organizations, family members or friends. All of these forms of monetary or non-monetary support may cover his basic needs and reduce the utility to be obtained from claiming benefits.⁶ Therefore, we include a set of dummy variables in order to control for these other sources of support. An individual may also have other sources of income, which are not declared or only partly declared to the administration, particularly income from informal employment. By law, these individuals should be considered ineligible for the basic income support, since they are employed. However, because there is no official proof, they are able to avoid declaring their wages and to appear eligible for administration purposes. This assumption does not affect the estimated non-take-up rate (results are available upon request). This particular situation can be captured by a dummy variable that gives a value of 1 to an individual in informal employment and 0 otherwise. We consider that an individual is in informal employment if he says that he works without receiving a pay slip. Finally, being in a couple often increases the ability to find new sources of income and thus reduces the utility of receiving income support, so we control for marital status.

As for the costs of claiming, we distinguish between information costs, appli-

⁵Note that to avoid collinearity problems, we include income categories in the estimation.

⁶Note that these resources theoretically have to be declared by the beneficiary of the French income support, however in-kind assistance or temporary monetary assistance may be under-declared.

cation costs and stigma costs. These costs are influenced by several individual characteristics, for instance the age and gender of the homeless person can influence the stigma (Riphahn, 2001). Furthermore, stigma is expected to increase with the presence of a child and with level of education. We consider this to be the case regardless of whether the child lives with the individual or not since having a child is expected to increase responsibility in both cases. Therefore, we include these variables in our specifications as well as the physical limitations of an individual. Individuals with physical limitations may suffer less from stigma costs, since they are commonly perceived to have a more legitimate right to social support. Regarding information and application costs, individuals who are in contact with the administration or who receive another form of governmental assistance, are thought to be better informed and able to produce economies of scale during the application process, thus to be more likely to take-up the income support. Claiming income support is also easier, if the homeless person has a mailbox or a phone to receive information and requests from the administration. The housing situation of the homeless person may also be an important factor influencing the cost of take-up. Living in the streets rather than in collective lodging or in hotels can increase the costs of take-up. For instance, the homeless adult living in the streets may not be as well-informed about social assistance programs as the homeless adult living in collective lodgings. Furthermore, completing the necessary form to benefit from income support every three months is more difficult when an individual lives in the streets. Therefore, we can suppose that the application process would be more difficult for someone who lives in the streets. We also control for the potential effect on participation behavior of the person's past history by measuring the proportion of the persons life during which he has been forced to reside with another person, because he has no accommodation. Bramley et al. (2000) and Anne and Chareyron (2017) have shown that the living environment can have an impact on the probability of claiming benefits. Living in a town with over 200,000 inhabitants allows anonymity and can reduce the stigma associated with such claims. Finally, the proportion of income support recipients in the region can be used as a proxy for the level of social interaction. The effect of social interaction on participation could transit through the influence of social networks on stigma (Terracol, 2002; Besley and Coate, 1992) or on the spread of

the information.

5.2 Estimation results

The estimation results of the probit model are presented in table II.4. This table reports average marginal effects in order to make interpretation easier. We present two different specifications modelling the take-up of the income support. The first specification (1) introduces benefit characteristics, socio-economic characteristics and family characteristics. Then, housing characteristics are added to specification (2) and (3). These two columns are differentiated by the strategy to account for income (ICU). It is captured by one dummy in specification (2) and by two dummies in specification (3). Then, we also estimate these specifications broken down by income level in columns (4), (5), (6) and (7), since we can suppose that the take-up by the less vulnerable homeless may have different determinants in comparison with more vulnerable homeless. Therefore, we split the population between the homeless who have less than €25 of monthly income (columns 4 and 5) and those who have more than €25 of income (columns 5 and 6).

Table II.4: Estimation Results, Dependent Variable is Take-Up of the Income Support

Variables	Marginal Effects						
	All Eligible Households			Income under €25		Income over €25	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Family characteristics							
Calculated benefits (ln)	0.132*** (0.025)	0.123*** (0.024)	0.091** (0.028)	0.175 (0.173)	0.272 (0.188)	0.072*** (0.018)	0.069*** (0.018)
Head of Family Characteristics							
Age	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.005* (0.002)	-0.003 (0.002)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
Gender (1 if men)	0.061** (0.031)	0.057* (0.031)	0.044 (0.032)	-0.044 (0.059)	-0.070 (0.051)	0.079** (0.026)	0.076** (0.026)
Education	0.003 (0.006)	0.003 (0.005)	0.002 (0.005)	-0.007 (0.012)	-0.013 (0.012)	0.014** (0.005)	0.014** (0.005)
High physical limitation	0.113** (0.038)	0.123** (0.039)	0.126** (0.039)	0.103 (0.078)	0.081 (0.059)	0.159*** (0.044)	0.160*** (0.044)
Low physical limitation	0.053 (0.036)	0.048 (0.035)	0.045 (0.035)	0.267** (0.077)	0.207** (0.076)	0.012 (0.030)	0.005 (0.031)
Family Characteristics							
Couple (1 if couple)	-0.033 (0.045)	-0.021 (0.044)	0.002 (0.045)	0.158* (0.087)	0.152* (0.085)	-0.131** (0.042)	-0.130** (0.040)
Given birth to at least one child	-0.030 (0.027)	-0.035 (0.027)	-0.083** (0.037)	0.052 (0.060)	0.088 (0.059)	-0.075** (0.027)	-0.082** (0.028)
Socio-economic Characteristics							
Number of months in employment last year	-0.001 (0.006)	-0.001 (0.006)	0.000 (0.006)	0.017 (0.015)	0.024** (0.012)	-0.006 (0.005)	-0.007 (0.005)
Informal employment	-0.140** (0.048)	-0.141** (0.045)	-0.132** (0.044)	-0.016 (0.147)	-0.153 (0.105)	-0.109** (0.037)	-0.108** (0.036)
In receipt of other governmental allocations	0.206*** (0.035)	0.193*** (0.035)	0.206*** (0.034)	0.227** (0.087)	0.160* (0.083)	0.159*** (0.030)	0.157*** (0.031)
In receipt of non-governmental assistance	-0.069** (0.029)	-0.075** (0.025)	-0.074** (0.024)	0.060** (0.025)	0.033* (0.017)	-0.095*** (0.019)	-0.094*** (0.019)
Eats at least once in a hot meal distribution point during the week	-0.032 (0.026)	-0.022 (0.028)	-0.024 (0.028)	-0.177** (0.057)	-0.037 (0.057)	0.017 (0.026)	0.011 (0.027)
Has a mailbox	0.048* (0.025)	0.040 (0.027)	0.036 (0.027)	-0.021 (0.050)	-0.054 (0.048)	0.046* (0.025)	0.046* (0.027)
Owns a mobile phone	0.023** (0.008)	0.021** (0.008)	0.023** (0.008)	0.029* (0.016)	0.020 (0.015)	0.009 (0.007)	0.006 (0.007)
Income greater than or equal to €25	0.284*** (0.028)	0.275*** (0.028)					
Income between €25 and €75			0.321*** (0.034)				
Income greater than or equal to €75			0.214*** (0.039)				
Housing Characteristics							
Lives in the streets		-0.035 (0.043)	-0.029 (0.043)		-0.190* (0.104)		-0.015 (0.050)
Time spent in collocation (ln)		0.024** (0.009)	0.024** (0.009)		0.050** (0.015)		0.006 (0.008)
Lives in Paris		-0.012 (0.034)	-0.010 (0.033)		0.047 (0.058)		-0.017 (0.034)
Lives in a big city (except Paris)		0.067** (0.027)	0.067** (0.026)		0.232** (0.064)		0.034 (0.024)
Rate of RSA receipt in the department (ln)		-0.009 (0.042)	-0.009 (0.041)		-0.056 (0.080)		-0.026 (0.039)
AIC	611.334	585.090	580.965	173.942	148.835	344.258	347.483
Number of observations	785	763	763	188	175	597	588

Source: 2012 Homeless Survey. Notes: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, Robust standard errors in parentheses. 26 observations were dropped from the estimation of specification (1) and 48 from the estimation of specification (2) due to missing values.

Previous studies on non-take-up for the general population found a robust and positive relationship between take-up and the amount of the benefits. This result is confirmed for the specific population of the homeless. The take-up rate increases by around 0.91 percentage points when the benefit amount increases by 10%. This estimated effect is consistent with previous estimations conducted for the general population. Bargain et al. (2012) estimated that a 10% increase in the benefit level leads to a 0.5 percentage point increase in take-up. Tempelman and Houkes-Hommes (2015) found a 0.8 point increase. McGarry (1996), Anderson and Meyer (1997) and Riphahn (2001) estimated an impact of around 2 percentage points. We also confirm, for the homeless population, the non-monotonic relationship between income and take-up rate. Despite the assumption that the poorest homeless are most in need of the program, we find that the poorest individuals have the lowest probability of take-up. This remarkable result is in line with that found by Tempelman and Houkes-Hommes (2015) for take-up of the health care allowance by the general population in the Netherlands. We find that receiving non-governmental benefits and being informally employed reduce the probability of participation, which shows that this kind of support covering basic needs is a substitute for social income support. We find that being a beneficiary of a government allowance increases the probability of claiming income support by about 20 percentage points. This result mentioned in the literature is not surprising, since in France, many government allowances and welfare programs are managed by the same institution responsible for the payment of income support benefit. Therefore, individuals who benefit from these allowances are already in contact with the administration, which in turn increases both their ability and probability of being informed about the income support program. The effect of community size confirms that individuals living in large cities tend to have significantly higher take-up rates because of lower application and stigma costs. Contrary to most of the studies on the general population, age has no significant effect on the take-up rate by the homeless.

We also identify other determinants of non-take-up not mentioned in existing literature on the general population. Having a physical limitation has a positive and significant effect on the probability of participation, since this could reduce the stigma cost of claiming social support. On the contrary, the number

of months spent in employment during the previous year does not significantly increase the probability of participation. Living in the streets reduces the probability of participation by the poorest individuals. The effect can be linked to a form of desocialization of the homeless living in the streets. As mentioned by Brousse (2006), contrary to other homeless, those who live in the streets have little or no institutional support. We also find that the costs of application are significantly reduced by the possession of a mobile phone. These results relating to the effect of desocialization on the take-up rate, are also confirmed by the fact that time spent in informally shared housing has a positive effect on participation by the poorest homeless. In this case, and following the previous rationale, the explanation might be that the duration of hosting is a proxy for the quality of the social network of the individual. An individual with a good social network may have better access to information and may receive help during the administrative process.

As for results broken down by income level (columns 4, 5, 6 and 7), some interesting differences among the homeless can be highlighted. Being a man and being educated are factors that increase the probability of claiming, but only for the homeless who have €25 of income or more. Most interesting is how the family situation has different effects on the poorer and richer homeless. Although the poorest couples have a significantly higher claim rate than the poorest singles, the reverse is true for the less vulnerable individuals. A possible explanation could be based on the assumption that the poorest homeless who live as a couple, are better inserted and in return better informed about social programs. On the contrary, couples in better-off situations have more opportunities to find new sources of income and are thus less interested in claiming from the program than singles. This last result is confirmed by the standard outcome reported in the literature for the general population.

5.3 Robustness

As shown previously, the rate of non-take-up varies slightly depending on our assumptions: first, we assume that incomes are perfectly declared, second, we consider that simulated eligible individuals who give a reason for their ineligibility are in fact eligible, third we assume that declared benefits were received in January

and fourth, we assume that the marital situation of each individual is well known. These assumptions may influence the estimation results. Therefore, we conduct the same tests as those implemented to assess the robustness of the non-take-up rate. The major assumption made in this study concerns the correct declaration of income. To assess how this assumption influences our results, we estimated the model with a -5%, a 10% and a 15% change in income, following Bargain et al. (2012). We then reproduced the estimation by excluding from the eligible population individuals who gave specific reasons as to why they no longer receive income support even though, according to the eligibility rules, they should be entitled to social benefits. These individuals had been considered to be eligible in previous simulations. In the first case, we assumed that declared benefits were received in January. We relaxed this assumption by reintroducing in our study sample the homeless who were employed in December. In this way, the eligibility simulation applies for December. Finally, we made our estimation using only the sub-sample of single individuals. Indeed, these individuals are less likely to be misclassified as the structure of the family unit is simpler, so this sub-sample should lead to better estimations of factors influencing the take-up.

The results of the sixth estimations are presented in table II.5. The main outcome is that the robustness of our previous estimations is not called into question by these tests. Factors affecting the take-up remain the same. However, two variables deserve special comment: living in a city with more than 20,000 inhabitants (excluding Paris) does not affect the take-up by singles, while it remains significant for the overall study sample. Furthermore, the estimated effect of the amount of benefit on take-up diminishes when the income level is increased from -5% to +15%. However, these estimated coefficients remain both negative and significant at the 5% level. The estimated coefficient of the benefit amount remains significant at the 10% level in each robustness check.

Table II.5: Robustness Checks, Dependent Variable is Take-Up of the Income Support

Variables	Marginal Effects					
	-5% income	+5% income	+15% income	With reprocessing	Including those who worked in December	Single
Benefit characteristics						
Calculated benefits (ln)	0.121*** (0.034)	0.093*** (0.023)	0.057** (0.018)	0.055* (0.028)	0.084** (0.028)	0.065** (0.029)
Head of Family Characteristics						
Age	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)
Gender (1 if men)	0.057* (0.032)	0.047 (0.031)	0.048 (0.031)	0.041 (0.031)	0.033 (0.032)	0.064** (0.033)
Education	0.001 (0.005)	0.000 (0.005)	-0.000 (0.005)	0.000 (0.005)	0.000 (0.005)	0.001 (0.005)
High physical limitation	0.132** (0.040)	0.131*** (0.039)	0.116** (0.038)	0.115** (0.038)	0.136*** (0.039)	0.109** (0.037)
Low physical limitation	0.055 (0.035)	0.044 (0.035)	0.040 (0.034)	0.062* (0.035)	0.049 (0.034)	0.080** (0.038)
Family Characteristics						
Couple (1 if couple)	-0.025 (0.046)	0.007 (0.044)	0.014 (0.046)	0.019 (0.045)	0.015 (0.044)	
Given birth to at least one child	-0.039 (0.037)	-0.072** (0.037)	-0.038 (0.033)	-0.074** (0.037)	-0.088** (0.036)	-0.059* (0.036)
Socio-economic Characteristics						
Number of months in employment last year	-0.000 (0.006)	0.002 (0.006)	0.001 (0.006)	-0.000 (0.006)	0.003 (0.006)	0.001 (0.006)
Informal employment	-0.140** (0.046)	-0.134** (0.045)	-0.148** (0.045)	-0.127** (0.043)	-0.115** (0.043)	-0.112** (0.045)
In receipt of other governmental allocations	0.194*** (0.034)	0.204*** (0.034)	0.203*** (0.036)	0.204*** (0.035)	0.199*** (0.034)	0.194*** (0.037)
In receipt of non-governmental assistance	-0.092*** (0.019)	-0.093*** (0.018)	-0.093*** (0.018)	-0.088*** (0.018)	-0.094*** (0.017)	-0.096*** (0.019)
Eats at least once in a hot meal distribution point during the week	-0.021 (0.028)	-0.026 (0.028)	-0.028 (0.027)	-0.028 (0.027)	-0.025 (0.028)	-0.016 (0.028)
Has a mailbox	0.039 (0.027)	0.038 (0.027)	0.036 (0.027)	0.036 (0.026)	0.033 (0.027)	0.023 (0.027)
Owns a mobile phone	0.023** (0.008)	0.026*** (0.008)	0.025** (0.008)	0.026*** (0.008)	0.029*** (0.008)	0.021** (0.008)
Income between €25 and €75	0.285*** (0.033)	0.328*** (0.034)	0.279*** (0.034)	0.298*** (0.033)	0.342*** (0.034)	0.333*** (0.032)
Income greater or equal than €75	0.260*** (0.040)	0.234*** (0.037)	0.246*** (0.033)	0.198*** (0.038)	0.209*** (0.038)	0.244*** (0.036)
Housing Characteristics						
Lives in the streets	-0.029 (0.044)	-0.024 (0.042)	-0.030 (0.043)	-0.020 (0.042)	-0.023 (0.042)	-0.019 (0.043)
Time spent in collocation (in month)	0.001** (0.001)	0.001** (0.001)	0.001** (0.001)	0.001** (0.001)	0.001** (0.001)	0.001** (0.001)
Lives in Paris	-0.010 (0.034)	-0.009 (0.033)	-0.019 (0.033)	-0.019 (0.032)	-0.005 (0.033)	-0.012 (0.033)
Lives in a big city (except Paris)	0.066** (0.027)	0.064** (0.026)	0.053** (0.027)	0.058** (0.026)	0.071** (0.026)	0.041 (0.027)
Rate of RSA receipt in the department (ln)	-0.011 (0.042)	-0.009 (0.041)	-0.008 (0.041)	-0.010 (0.040)	-0.015 (0.040)	-0.021 (0.041)
AIC	587.693	569.503	558.826	543.676	615.452	485.656
Number of observations	763	762	753	749	801	689

Source: 2012 Homeless Survey. Notes: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1, Robust standard errors in parentheses.

5.4 Comparison with the general population

In previous studies, Domingo and Pucci (2012, 2014) and Chareyron (2014) use a quantitative survey on French income support conducted in 2010/2011, for the entire population (excluding people living in non-permanent homes or in institutions) to derive, for the general population, the non-take-up rate of income support in France. The availability of these two studies allows the homeless take-up rate to be compared with that of the general population. The methodology used in these two studies is very close to our strategy, since the simulation of eligibility relies on the same kind of data. Note that variables used are not exactly the same but the most important ones are common. The quantitative survey on French income support and the 2012 homeless survey mainly record the same data except that the latter provides more accurate information on the housing flat-rate, but less information on resources earned during the previous three months. Consequently, this can lead to a difference in the accuracy of the two estimations. Nevertheless it is reassuring to note that, as mentioned by Bargain et al. (2012) and suggested by our sensitivity analysis, focusing on poorer individuals and on basic income support generally leads to a good estimation of the non-take-up rate.

We find that some determinants are common to both the general population and the homeless. For instance, the amount of benefit, received from other governmental allocations and the population size of the urban area both have a significant effect on the take-up rate of the two populations. There are, however, some important differences. We can notice that the rate of non-take-up of basic income support among the homeless is significantly less than the 29%-35% range for the general population. Thus, the theoretical mechanism presented first in the introduction seems to predominate. The homeless are poorer and thus gain greater utility from claiming benefits than the general population. Figure II.2 shows that, even at the same level of income, the rate of non-take-up is lower for the homeless than for the general population. This rate of non-take-up is significantly less for the homeless than for the general population on the first segment of income distribution. This can be explained by the fact that, contrary to the general population, the homeless have probably little or no familial assets, which makes them in fact poorer than the population living at home at the same level of income. Riphahn (2001); Bargain et al. (2012) have shown that family resources, such as owning a

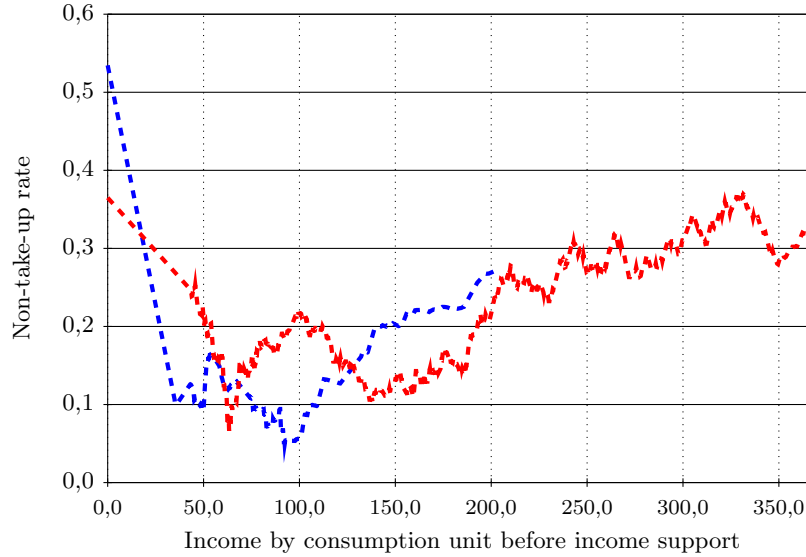
home, are important determinants of non-take-up among the general population. The homeless with no income have, however, a higher rate of non-take-up than households in the general population with no income. We believe that these individuals are so deprived that they have difficulty in claiming from the program even if they are more in need.

Estimations in table II.4 and figure II.2 show that the poorest homeless are those who claim least from the program. Four interpretations can be provided to explain this result. As suggested by Tempelman and Houkes-Hommes (2015), it may be more difficult for the poorest homeless to assess costs and benefits. They may have certain characteristics that lead to low income and to a low propensity to claim. This interpretation, related to psychology and behavioral economics, explains non-take-up through the psychological barriers of choice overload, lack of understanding of the costs and benefits, cognitive constraints and difficulties to act optimally (Baicker et al., 2012). Second, we may consider that these factors are enhanced by the effect of desocialization induced by great poverty. The poorest individuals are more isolated from the rest of society and are thus more suspicious of, and less informed about, public policy. Third, the homeless with very low incomes are likely to face important technical constraints. For instance, even if ownership of a bank account is a right in France, it is much more difficult for the poorest homeless to keep a bank account open. Finally, the specific rules to apply for income support might be particularly problematic for the low income homeless (Tempelman and Houkes-Hommes, 2015). Individuals need to fill in quite a complex form in order to claim from the program and to repeat this procedure every three months to remain eligible. Erroneous declarations regarding family situation or income can lead to overpayments. In this case, beneficiaries must refund any overpayment. Thus, people may prefer to avoid the risk of having to repay the benefit by not claiming it at all.

6 Conclusion

Although the literature on the non-take-up of social assistance programs is substantial, very few studies have focused on the homeless. This is mainly because this population is generally not included in national surveys. In this paper, we tackle this issue, by offering an investigation into the non-take-up rate of social

Figure II.2: Upper bound of the confidence interval of the distribution of non-take-up rate by income per consumption unit (ICU) for the homeless population (blue) and the lower bound of the distribution for the general population (red)



Sources: 2012 Homeless Survey and quantitative survey on the French income support 2010–2011; own calculations. Note: Rates are weighted.

assistance among the homeless. With this aim in mind, we use a national survey on the French homeless: the 2012 Homeless Survey, which allows us to derive the non-take-up rate of the basic income support. We specifically analyze the level and the determinants of non-take-up in this population, and we compare our results with studies on the general population.

We find that the rate of non-take-up among the homeless, although significantly less than that of the general population, is non-negligible. Approximately 18% of homeless persons in the simulation are expected to be eligible, but do not claim income support against a comparable estimate of 35% for the general population. This difference may be explained by the absence of other resources available to the homeless, whereas a household living in an individual home may own some familial assets. The estimation by the model indicates that the economic modelling of claiming, as a tradeoff between the costs and benefits of applying, is also broadly relevant to explain the behavior of homeless persons. For instance, the amount of benefits has a positive effect on participation, with a marginal effect comparable with that found for the general population.

While non-take-up of income support by the homeless is generally low, some important differences relating to the level of income of the homeless are evident. The poorest homeless have a lower propensity to claim than less vulnerable ones.

This result could be interpreted as a consequence of psychological barriers, cognitive or technical constraints (such as the lack of a bank account), difficulties to act optimally, and desocialization. Therefore, it suggests that the traditional hypothesis of rationality attributed to the take-up decision should be mitigated for the poorest among the homeless. Furthermore, this result confirms that recent findings provided by Tempelman and Houkes-Hommes (2015) on the take-up of the health care allowance by the general population in the Netherlands also applies to the homeless.

With regard to our results, some possible limitations should be mentioned. First, the final estimation sample has a relatively small number of observations which may impede the detection of certain effects. The second limitation comes from the computation of eligibility on which the results of the study depend. The entitlements are simulated from a survey, and are based on the assumption that income is perfectly declared. However, this assumption may not hold. Furthermore, the information provided in the survey covers only one month prior to the date of the interview, whereas the previous three months are required to simulate eligibility. The same limitation holds for the family situation, which is provided only for the previous month. However, measurement errors appear to be small when assessed by the sensitivity analysis conducted. Finally, even if our results are generally consistent with theoretical expectations and previous findings on the non-take-up rate in the general population, this study is one of the first on the population of the homeless and results should be confirmed by other studies.

Appendix

Table II.5: Table A1: Descriptive statistics

Variable	All eligible	Non-Claimant	Claimant
Benefit characteristics			
Calculated benefits (in €)	458.33	435.39	464.37
Head of Family Characteristics			
Age ^a	40.30	42.86	39.62
Gender (1 if men)	0.62	0.67	0.60
Education	2.75	2.66	2.77
High physical limitation	0.11	0.09	0.12
Low physical limitation	0.15	0.12	0.15
Family Characteristics			
Couple(1 if in couple)	0.10	0.12	0.09
Given birth to at least one child	0.67	0.64	0.68
Socio-economic Characteristics			
Income by consumption units (in €)	84.71	76.52	86.87
Number of months in employment last year	0.77	0.95	0.72
Informal employment ^a	0.06	0.11	0.05
In receipt of other governmental allocations ^a	0.32	0.09	0.38
In receipt of non-governmental assistance ^a	0.31	0.50	0.26
Eats at least once in a hot meal distribution point during the week ^a	0.33	0.47	0.30
Has a mailbox	0.42	0.43	0.42
Owns a mobile phone ^a	2.36	1.83	2.50
Housing Characteristics			
Lives in the streets ^a	0.07	0.15	0.05
Time spent in collocation (in month) ^b	11.36	5.96	12.79
Lives in Paris ^b	0.16	0.22	0.14
Lives in a big city (except Paris) ^a	0.51	0.40	0.54
Rate of RSA receipt in the department	61.29	61.14	61.32
Lives in the streets	0.07	0.15	0.05
Observations	811	169	642

^a Means are statistically different at the 1 % level.

^b Means are statistically different at the à 5 % level.

Source: 2012 Homeless Survey. Notes: Means are non-weighted. Claimant individuals are those who take-up the income support and non-claimant individuals are those who do not take-up this social support.

Chapitre III

Une analyse spatiale du non-recours aux dispositifs sociaux

Ce chapitre contient les éléments d'un article accepté pour publication : Anne, D. and S. Chareyron (2017), Une analyse spatiale du non-recours aux dispositifs sociaux, Revue d'Economie Politique, à paraître.

1 Introduction

Qu'une personne qui en a besoin ne perçoive pas une aide à laquelle elle a droit et qui a été créée pour elle, c'est un paradoxe et peut-être une aporie, tant pour le savant qui veut comprendre que pour le politique qui veut agir. C'est pour tenter de les résoudre que les travaux sur le non-recours se sont multipliés ces dernières années. L'originalité de notre approche est de mesurer en quoi le non-recours peut renvoyer à des effets de territoire, qu'ils soient liés à l'environnement des bénéficiaires potentiels ou à des facteurs d'offre.

La littérature sur le non-recours vise essentiellement à expliquer ses causes ainsi que ses conséquences sur les revenus des bénéficiaires potentiels ou encore sur les budgets des offreurs d'aide. On distingue habituellement le non-recours primaire un individu éligible à une aide n'en fait pas la demande et le non-recours secondaire lié à la non obtention d'une aide pourtant accessible et demandée (Math and van Oorschot, 1996). Le non-recours primaire est généralement analysé comme le résultat d'un arbitrage entre le coût du recours (coûts de transaction liés aux démarches, stigmates éventuels attachés à la perception d'une aide sociale (Moffitt, 1983)) et ses avantages (adéquation de l'aide au public cible, montant de l'aide perçue (cf Anderson and Meyer (1997) par exemple)) dans un environnement où la qualité d'information des éligibles peut être imparfaite. Le non-recours secondaire est lui abordé à partir du comportement de l'offreur d'aide (erreurs de procédure ou sélectivité des administrations elles-mêmes). Du fait des contraintes imposées par les données disponibles, la plupart des études économiques ont modélisé l'ensemble du non-recours comme provenant d'un choix des bénéficiaires potentiels (Duclos, 1995, 1997; McGarry, 1996; Pudney et al., 2007). Ils ont supposé à cette occasion que le non-recours secondaire était d'importance négligeable. Ils ont également modélisé comme un seul comportement le fait de ne pas connaître l'existence du programme et le fait de ne pas le demander. Or, si la décision de solliciter l'aide peut être considérée comme un choix et à ce titre inclure des considérations de coûts d'accès à l'information (Pudney et al., 2007), ne pas avoir connaissance du dispositif ne relève pas d'une logique de choix. De plus, les déterminants de l'accès à l'information initiale ne sont pas nécessairement les mêmes que ceux conduisant à la décision de demander ou non l'aide. Il semble donc utile de différencier non

seulement le non-recours primaire du non-recours secondaire, mais également la non-connaissance d'un dispositif du fait de ne pas le réclamer.

Le fait que des ménages ne connaissent pas une aide pourtant ciblée sur eux peut s'expliquer par des caractéristiques individuelles qui réduisent leurs chances d'accéder à l'information ou par un effet de réseau lié à un problème de diffusion de cette information dans leur environnement. De même l'absence de demande de l'aide peut provenir de facteurs qui réduisent l'intérêt d'un ménage pour une prestation mais également d'une plus grande difficulté à la demander due, entre autres, à la peur d'être déconsidéré par son entourage (stigma social). Il s'agit dans ce dernier cas de la diffusion de normes de comportement. Depuis Akerlof (1997) et Akerlof and Kranton (2000, 2005), l'analyse économique des normes sociales a montré, par des travaux théoriques et appliqués, que des gains d'utilité issus de la conformation à une norme sociale peuvent compenser la désutilité issue de comportements apparemment sous-optimaux¹, et qu'il est donc rationnel pour les agents économiques de suivre des stratégies qui les desservent à première vue. La diffusion de telles normes peut s'observer à travers la propagation spatiale de leurs effets. L'existence d'effets spatiaux a été montrée dans des domaines aussi variés que la réussite scolaire (Goux and Maurin, 2007), le capital humain (Borjas, 1995), la criminalité (Glaeser et al., 1996), ou les prix de l'immobilier (Baumont, 2009). Peu de travaux se sont, en revanche, intéressés à identifier l'influence de ces effets sur le recours à un programme d'aide. Cette lacune peut sans doute s'expliquer par la difficulté d'obtenir des données permettant à la fois de déterminer l'éligibilité des individus au dispositif d'aide et de modéliser la dimension spatiale du non-recours. Pour faire face à cette difficulté, certains travaux ont tenté d'introduire des variables permettant de contrôler des caractéristiques locales (Tempelman and Houkes-Hommes, 2015) ou d'approximer les effets de réseau (Terracol, 2002). Terracol (2002) a ainsi montré que le pourcentage d'allocataires du Revenu Minimum d'Insertion (RMI) dans le département, en approximant le niveau de stigma social, a un effet positif sur le recours au RMI. Ce type de résultat semble indiquer la présence d'effets de réseau dans le recours aux aides sociales. Le risque existe néanmoins de mal interpréter un écart territorial. En effet, il peut certes illustrer un effet du réseau, mais il est également possible qu'une variable

¹Par exemple, dans des communautés où le faible capital scolaire est la règle, la désutilité causée par l'arrêt des études peut être compensée par l'utilité obtenue en se conformant à la norme sociale du groupe. Pour, une revue de la littérature, voir Costa-Font and Cowell (2015).

masquée, non prise en compte explique ces écarts territoriaux : différences dans l'offre de politique sociale locale, dans son orientation, caractéristique inobservée (ethnique, sociale) spécifique à la population d'un territoire (Jencks and Mayer, 1989). Peuvent également s'ajouter des effets de spatial mismatch (Brueckner and Zenou, 2003; Kain, 1968) en cas d'éloignement géographique entre les personnes et certaines ressources (emplois, formations, services sociaux, transports publics). Pour tenter de distinguer plus clairement les mécanismes à l'œuvre certains travaux ont mis au second plan la question de l'éligibilité pour adopter un point de vue spatial plus général. Par exemple, Bertrand et al. (2000) choisissent la langue utilisée pour communiquer comme indicateur du réseau mobilisé à l'intérieur d'un territoire. En mesurant par ailleurs l'utilisation des aides locales selon les groupes ethniques, ils évitent une partie importante des biais induits par la présence de variables omises et suggèrent un effet de réseau spécifique. Le même type de résultats a également été obtenu pour l'utilisation de services de soin (Deri, 2005) ou de services prénataux (Aizer and Currie, 2004). Il n'existe en revanche pas de consensus sur le canal par lequel l'effet de réseau se produit : diffusion d'information pour Aizer and Currie (2004), d'information et de normes pour Deri (2005) ou absence d'identification précise du canal pour Rege et al. (2012); Shang (2013).

Nous nous proposons ici de mobiliser les outils de l'économie spatiale pour vérifier s'il existe un effet spécifique du territoire capable d'expliquer une partie du non-recours à une aide sociale locale spécifique dans le domaine du transport, domaine particulièrement adapté pour étudier les variables spatiales. Nous différencions également parmi les différents effets spatiaux les effets de spatial mismatch des effets de diffusion de normes et d'informations. L'aide choisie est le Forfait Gratuité Transport (FGT) ; offert à certains ménages en Île-de-France, il leur permet d'utiliser gratuitement les transports publics. Un des intérêts principaux de ce dispositif est donc de permettre un meilleur accès au transport en commun ce qui peut notamment avoir des retombées positives sur l'emploi (Duguet et al., 2009; L'Horty and Sari, 2013).

L'étude s'appuie sur une enquête de terrain réalisée en Seine-et-Marne auprès de bénéficiaires du RSA. L'originalité de cette enquête est qu'elle permet de décomposer les trois dimensions du non-recours : la connaissance, la demande et l'obtention d'une aide à laquelle on est éligible. Si ces trois éléments sont bien

connus (Okbani, 2013), il est rare que l'on soit capable de les décomposer et de les étudier séparément. L'enquête de terrain permet de connaître l'éligibilité à l'aide étudiée, de mesurer sa connaissance par les personnes, puis la demande et enfin l'obtention de celle-ci. La générosité est également prise en compte puisque le montant de l'aide étudiée varie selon la composition du ménage. Sachant si le bénéficiaire potentiel a accès à un moyen de transport personnel, connaissant sa localisation, celle de son référent et celle du point d'accès au réseau de transports en commun, on peut intégrer la distance par les différents coûts de transport supportés pour bénéficier de cette aide². L'économétrie permet in fine d'expliquer le non-recours par ses déterminants habituels tout en vérifiant l'existence d'un effet « territoire » propre qu'on pourra lui-même décomposer en effet distance et effets de diffusion d'informations ou de normes. En revanche, si le non-recours secondaire est quantifié, l'enquête ne permet pas d'étudier ses déterminants et leur significativité.

Dans la section suivante nous proposons une présentation du dispositif et des hypothèses d'explication de sa non-connaissance et de sa non-demande. Nous présentons ensuite en détail, l'enquête et les données utilisées. La section 4 détaille la stratégie empirique et la section 5 les résultats de l'estimation pour la non-connaissance et la non-demande du programme ainsi que les tests de robustesse.

2 Le dispositif et les effets théoriques attendus

2.1 Le Forfait Gratuité Transport (FGT) en Île-de-France

Depuis la fin des années quatre-vingt-dix, et plus particulièrement depuis la loi Solidarité et Renouvellement Urbain (SRU) de décembre 2000, les collectivités locales sont tenues de proposer un tarif réduit pour l'accès aux services de transport urbain des personnes à faibles ressources et en difficulté sociale. L'Île-de-France offre dans ce cadre depuis 2002 des tarifs « Solidarité Transport » aux personnes bénéficiaires de la Couverture Maladie Universelle Complémentaire (CMU-c) ou de l'Allocation de Solidarité Spécifique (ASS). Actuellement, le Forfait Solidarité Transport (FST) permet aux bénéficiaires d'obtenir une réduction de 75% sur un abonnement hebdomadaire ou mensuel au réseau francilien de transports en

²Les ménages éligibles sont bénéficiaires du RSA et à ce titre se voient attribuer un référent chargé de leur accompagnement professionnel et social.

commun. En 2007, la Région est allée plus loin et a proposé un Forfait Gratuité Transport (FGT) aux bénéficiaires du RMI ainsi qu'à tous les membres de leur foyer, leur accordant la gratuité totale sur l'ensemble du réseau francilien ; cette gratuité était également offerte aux bénéficiaires de l'Allocation Parent Isolé (API) et aux personnes percevant à la fois l'ASS et la CMU complémentaire. A l'occasion du passage au RSA, en 2009, une condition de ressources a été ajoutée : la gratuité totale est désormais réservée aux bénéficiaires du RSA dont le revenu garanti est inférieur à 135% du montant forfaitaire c'est à dire du montant du seul RSA socle perçu par les personnes sans revenu d'activité.

Pour les bénéficiaires du RSA, l'éligibilité au FGT ne dépend au final que des revenus d'activité du ménage. En effet, le revenu garanti est égal au montant forfaitaire du RSA « socle seul » (qui varie lui-même selon la configuration familiale) auquel s'ajoutent 62% des revenus d'activité. Le FGT étant accessible quand le revenu garanti est inférieur à 1,35 fois le montant forfaitaire, il l'est donc si les revenus d'activité sont inférieurs à $(0,35/0,62) = 0,56$ fois le montant forfaitaire. En mai 2015, la gratuité représentait une économie de 116,50 par mois et par bénéficiaire par rapport au prix de l'abonnement mensuel au « Pass Navigo » pour les cinq zones d'Île-de-France³.

2.2 Effets théoriques attendus

Avant d'intégrer la dimension spatiale, nous cherchons dans un premier temps, à vérifier l'influence des facteurs habituels du non-recours en distinguant leur effet sur la non-connaissance et sur la décision de ne pas demander l'aide. En mesurant le non-recours des personnes informées de l'existence de l'aide, il est possible de tester sur l'aide étudiée le modèle théorique de décision optimale (Blundell et al., 1988). En application du raisonnement économique habituel, nous modélisons le non-recours comme le résultat d'un arbitrage où l'individu demandera à bénéficier du programme si l'utilité qu'il en retire est supérieure à celle qu'il retire de l'absence de demande. Ainsi, pour un dispositif d'aide au transport en commun, l'accès ou la possession d'un moyen de transport individuel devrait réduire la demande de l'aide en fournissant une alternative aux transports publics. La connaissance du dispositif n'est pas considérée comme provenant d'un choix, il paraît en effet

³La tarification par zones a été supprimée en septembre 2015. A cette date, un forfait mensuel de 70 euros permettait de voyager sur l'ensemble du réseau d'Île-de-France.

impossible d'opérer une décision sur quelque chose d'inconnu. Il est cependant possible que des facteurs comme l'éducation accroissent les chances pour le ménage d'entrer en contact avec l'information. La décision d'accéder à une connaissance plus approfondie du dispositif pour en connaître les conditions d'éligibilité ou d'accès relève elle d'un arbitrage qui influence la demande de l'aide. L'intégration de variables spatiales permet de préciser les déterminants de la non-connaissance et du non-recours. Premièrement, la distance aux transports en commun peut influencer l'utilisation de l'aide en augmentant l'utilité du FGT pour les personnes se trouvant à proximité d'un transport public. Le département de la Seine-et-Marne est particulièrement étendu mais également très varié pour ce qui est de la densité des transports en commun. Deuxièmement, l'accès à l'information peut être facilité par la proximité avec le référent, ce qui peut augmenter la probabilité d'être informé de l'existence de l'aide. Dans ce cas les ménages les plus éloignés du référent vont posséder une probabilité plus faible de connaître le dispositif. Troisièmement, des disparités spatiales dans la propension au recours peuvent s'expliquer par une concentration plus importante dans une partie du territoire d'une variable explicative ayant une influence sur la connaissance ou la demande. Le niveau d'éducation moyen par exemple n'est pas identique dans tous les quartiers d'une ville ou les différentes zones d'une région. Finalement, des phénomènes de concentration spatiale peuvent provenir d'effets de diffusion d'informations ou de normes qui peuvent accroître la connaissance de l'aide ou réduire la stigmatisation liée à la demande dans certaines parties du département. Il semble intuitif de considérer qu'un individu aura plus de chances de connaître une aide s'il vit au milieu de personnes qui la connaissent ; et qu'il aura plus de chances de trouver normal de demander une aide que ses voisins demandent souvent. A l'inverse, la faible recours sur un territoire risque de réduire les probabilités de connaître une aide et même si elle est connue, de singulariser l'individu qui la demande.

3 Présentation du dispositif et des données

Les données sont issues d'une enquête par téléphone réalisée en Seine-et-Marne auprès d'un échantillon représentatif de 1 020 bénéficiaires du RSA. Ces 1 020 bénéficiaires sont issus du fichier exhaustif des personnes inscrites au RSA en Seine-et-Marne entre décembre 2013 et septembre 2014. La totalité des 2 455

personnes de ce fichier ont été contactées. Les non réponses correspondent presque exclusivement à des erreurs de numéros de téléphone ou à des absences / non réponses. Les refus de participer à l'enquête ne constituent que 4% de l'ensemble. L'échantillon est donc représentatif des personnes entrées dans le dispositif du RSA de Seine-et-Marne sur cette période.

L'enquête visait à connaître et à mesurer les besoins, la connaissance, le recours et l'obtention de plusieurs aides sociales locales offertes en Seine-et-Marne. Une aide départementale était choisie dans chaque domaine de la politique d'action en faveur des personnes touchant le RSA : dans le champ de l'insertion par l'emploi les stages et formations incluses dans le « pack insertion » proposé par le département ; pour le logement le Fonds de Solidarité Logement ; pour l'insertion sociale le système de microcrédit personnel permettant de financer les projets de personnes n'ayant pas accès au crédit classique du fait de leurs revenus ou de leur situation professionnelle ou familiale. Et enfin le Forfait Gratuité Transport pour la mobilité. C'est à l'accès à cette aide que nous nous intéressons.

Le calcul de l'éligibilité au Forfait Gratuité Transport s'appuie sur les déclarations des personnes lors de l'enquête. Une question sur les ressources du ménage et sur les revenus d'activité était posée⁴. A partir de ces réponses, il a été possible d'estimer le nombre de bénéficiaires potentiels : parmi les 1020 ménages enquêtés, 826 avaient a priori droit à cette aide. La précision des réponses à ces questions est crédibilisée par l'obligation de déclaration des ressources pour obtenir ou renouveler les droits au RSA⁵. De plus, la distribution des revenus des bénéficiaires indique que le risque d'erreur dans le calcul de l'éligibilité est faible : comme le montre la figure III.1, les ménages éligibles disposent pour la plupart de revenus d'activité très inférieurs au seuil ouvrant droit au FGT.

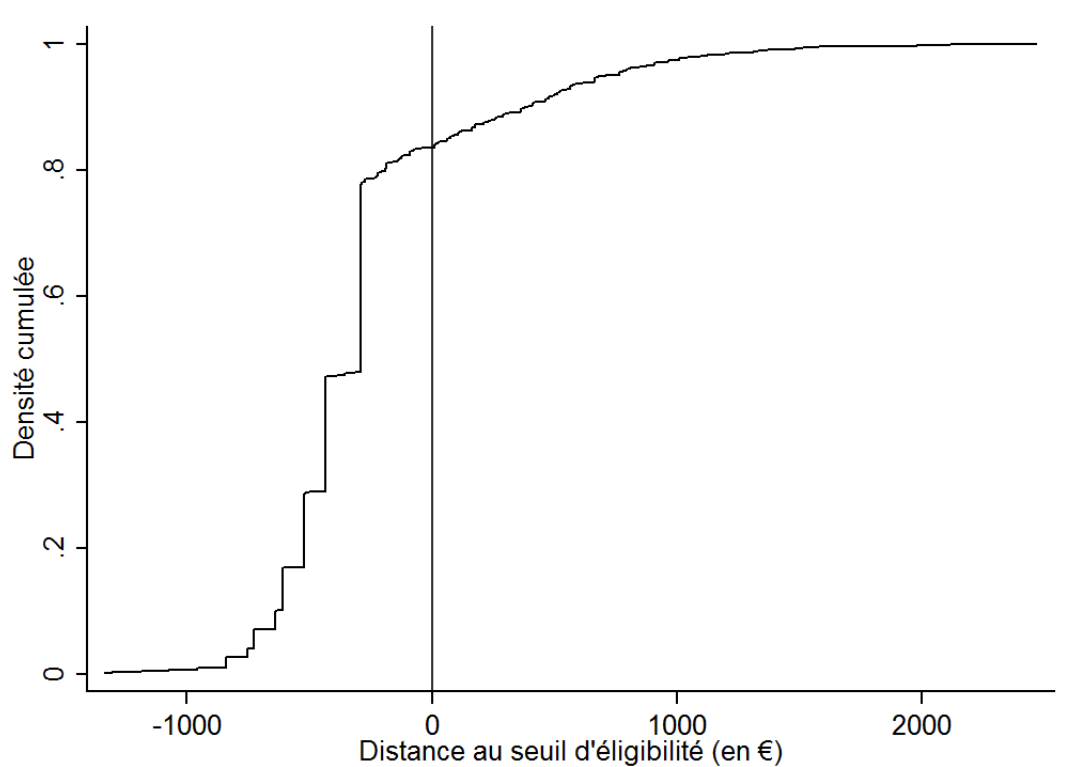
Pour étudier le non-recours, il a été également demandé aux enquêtés s'ils connaissaient, avaient déjà demandé et éventuellement obtenu le FGT⁶. Sur l'ensemble des éligibles 23% déclarent ne pas connaître son existence, 42% ne l'ont

⁴L'éligibilité de 32 ménages n'a pas pu être déterminée en raison du non-renseignement de leurs revenus d'activité. Il faut par ailleurs noter que pour certains ménages, seuls les revenus d'activité sont connus. Dans l'échantillon des ménages éligibles, la variable de revenu comporte ainsi 26 valeurs manquantes.

⁵Pour obtenir ou renouveler leur droit au RSA les ménages ont dû faire un état des lieux précis de leurs ressources peu de temps avant de répondre à l'enquête. La déclaration de ressources remplit lors de la demande du RSA peut être soumise à vérification et le ménage est amené à payer les sommes indues en cas de mauvaises déclarations, ce qui permet de penser que les ménages s'informent précisément sur leurs ressources pour cette démarche.

⁶Il est donc possible que certains ménages ayant déjà obtenu l'aide ne soient plus éligibles ; ou soient actuellement éligibles non recourants mais n'apparaissent pas comme tels car recourants antérieurs, amenant une éventuelle sous-estimation du non-recours.

FIGURE III.1: *Fonction de répartition des ménages de l'enquête selon leur éloignement au seuil d'éligibilité :*



Note : Les ménages pour lesquels la distance au seuil d'éligibilité est négative possèdent des revenus d'activité suffisamment bas pour être éligible.

Lecture : Près de 80% des ménages sont éligibles avec une distance de plus de 290 au seuil d'éligibilité.

Source : Enquête sur les bénéficiaires du RSA en Seine-et-Marne.

pas demandé et 50% ne l'ont pas reçu. Il apparaît donc que 8% des éligibles ayant demandé l'aide ne l'obtiennent pas. Cela peut s'expliquer par une mauvaise estimation de leurs revenus d'activité par les enquêtés ou par un changement récent dans la situation ou les ressources de ces personnes. Le fait que 95% d'entre elles soient à plus de 300 du seuil d'éligibilité plaide néanmoins pour l'hypothèse d'un non-recours secondaire.

Au final, la décision de ne pas demander le programme semble concerner moins de la moitié des non-recourants. Il est alors possible de quantifier l'importance des différentes composantes du non-recours. Le point de vue du ménage est adopté et seuls les déterminants du non-recours primaires seront estimés, mais de façon distincte entre la non-connaissance du dispositif et sa non-demande. L'échantillon des 826 ménages éligibles est donc utilisé pour estimer les déterminants de la non-connaissance de l'existence du Forfait Gratuité Transport. Un échantillon de 636 ménages éligibles connaissant l'existence du programme est construit pour estimer les déterminants de la non-demande.

La prise en compte du Forfait Gratuité Transport dans cette enquête constitue un bon moyen d'intégrer la dimension spatiale à la problématique du non-recours. L'enquête permettait de connaître la commune de résidence des ménages enquêtés. La Seine-et-Marne étant composé d'un nombre important de communes de dimensions réduites cette unité permet de disposer d'une variabilité spatiale suffisante pour estimer des effets de réseau⁷. Par ailleurs, l'échantillonnage est assez dense pour capter des phénomènes de concentration spatiale. Il est également possible de tester les explications les plus couramment avancées pour expliquer le non-recours. En effet, les déterminants de la connaissance et de la demande du dispositif peuvent être distingués. Le fait que l'obtention de l'aide suppose une action spécifique permet d'intégrer le coût de ces démarches, même s'il est modéré (puisque la carte peut être obtenue sur le site « Solidarité-Transport » du STIF, le syndicat des transports d'Île-de-France). L'équivalent monétaire de l'aide peut quant à lui s'avérer assez élevé suivant la composition familiale puisque tous les membres du foyer ont droit à la gratuité sur l'ensemble des zones d'Île-de-France. Le poids du ou plutôt la sensibilité au stigmatisme « d'assistanat » lié à la perception d'une aide sociale sont a priori plus faibles sur ce type d'aide puisque les bénéficiaires potentiels ont déjà fait la démarche pour obtenir le RSA.

3.1 Matrice de poids et statistiques descriptives

Le tableau III.1 présente, dans les deux premières colonnes (1), les moyennes de différentes variables pour les ménages éligibles connaissant et ne connaissant pas l'existence du FGT. Les deux dernières colonnes (2) présentent les moyennes de ces variables pour les demandeurs et les non-demandeurs sur la population des ménages éligibles et connaissant l'existence du dispositif.

Les ménages qui disposent d'un véhicule ou dont le répondant possède le permis B ont moins souvent connaissance du dispositif et le demandent moins. Les ménages ne connaissant pas le dispositif déclarent significativement vivre plus souvent dans un logement insalubre, être propriétaire ou sans-domicile⁸. Par ailleurs, les ménages qui n'ont pas connaissance du dispositif comme ceux qui ne le de-

⁷Dans notre enquête 32 communes sur 194 comptent plus de six ménages bénéficiaires du RSA dont 13 communes qui en comptent plus de vingt. Pour ces communes des informations sur la localisation géographique des ménages à l'IRIS auraient permis une plus grande précision de l'estimation. Les simulations de Monte Carlo effectuées par Lee (2009) ont cependant montré que dans un modèle SAR lorsque l'unité de voisinage choisie est plus grande que la vraie unité le biais est moins important que lorsqu'elle est plus petite.

⁸Les résultats des tests de Student effectués sont présentés dans le tableau ??.

mandent pas habitent en moyenne significativement plus loin de leur référent et d'une station de transport en commun. Ces statistiques descriptives montrent la diversité des variables influençant la non-connaissance et le non-recours. Il est maintenant nécessaire d'élaborer un modèle économétrique complet permettant de repérer le rôle joué par chacune de ces variables en contrôlant leurs interactions potentielles. Notre objectif est également de tester l'influence spécifique de la distance et du voisinage dans la non-connaissance et la non-demande du programme.

L'analyse de la présence de corrélations spatiales nécessite la définition d'une matrice de poids spatiale W . La matrice de poids a pour but de spécifier les liens par lesquels peuvent se produire les mécanismes de diffusion entre les différents individus. La nature de l'unité étudiée ainsi que la présence de ménages isolés ne permettent pas l'utilisation d'une simple matrice de contiguïté. Dans ce cas la matrice de poids contiendrait des lignes et des colonnes avec uniquement des zéros pour les unités isolées, ce qui fausserait l'interprétation des inférences en retirant les observations du résultat global (Dall'erba and Le Gallo, 2008). La distance est utilisée pour sélectionner les k plus proches voisins de chaque unité. Les ménages étant assez dispersés sur le territoire, cette construction est plus appropriée que de réaliser la sélection sur une distance fixe (Baumont, 2009), auquel cas le nombre de voisins varierait de façon importante entre les observations. De plus, des variables de distance étant incluses dans le modèle, utiliser une matrice basée sur la distance pourrait entraîner des problèmes de multicollinéarité (Wilhelmsson, 2002). Les tests de sensibilité des résultats réalisés avec des matrices de poids fondées sur différentes distances fixes confirment la meilleure prise en compte de l'autocorrélation spatiale par l'utilisation de la méthode des k plus proches voisins.

La forme générale de matrice des poids des k plus proches voisins $W(k)$ est définie comme :

$$\begin{cases} w_{ij}^* = 0 & \text{si } i = j, \forall k \\ w_{ij}^* = 1 & \text{si } d_{ij} < d_i(k) \text{ et } w_{ij}(k) = w_{ij}^*(k) / \sum_j w_{ij}^*(k) \\ w_{ij}^* = 0 & \text{si } d_{ij} > d_i(k) \end{cases}$$

Où $w_{ij}(k)$ est un élément de la matrice des poids standardisée et $d_i(k)$ est un point de coupure définie pour chaque unité i . Plus précisément, $d_i(k)$ est la k ème plus petite distance entre l'individu i et toutes les autres unités de manière à ce

TABLE III.1: Statistiques descriptives sur les ménages éligibles au FGT

	(1)				(2)			
	Non-connaissants		Connaissants		Non-demandeurs		Demandeurs	
	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type
Caractéristiques du répondant :								
Homme ^d	0,45	0,50	0,41	0,49	0,53	0,50	0,37	0,48
Age	38,02	12,49	36,88	11,66	37,69	11,86	36,61	11,59
Diplôme	2,49	1,42	2,68	1,48	2,73	1,34	2,66	1,53
Caractéristiques du ménage :								
Nombre de personne dans le ménage	2,32	1,54	2,45	1,57	2,32	1,65	2,50	1,54
Soutien familial ^c	0,77	0,42	0,67	0,47	0,70	0,46	0,66	0,48
Revenu par unité de consommation (en €)	501,31	236,11	481,17	205,39	461,41	169,43	487,95	216,12
En emploi	0,12	0,33	0,11	0,32	0,13	0,34	0,10	0,31
Possède un véhicule ^{cd}	0,45	0,50	0,28	0,45	0,53	0,50	0,20	0,40
Possède le permis B ^{cd}	0,56	0,50	0,40	0,49	0,65	0,48	0,32	0,47
Veuf, divorcé ou séparé	0,21	0,40	0,21	0,40	0,21	0,40	0,21	0,40
En couple	0,36	0,48	0,35	0,48	0,35	0,48	0,35	0,48
Logement :								
Logement insalubre ^c	0,05	0,22	0,02	0,14	0,01	0,11	0,02	0,15
Problèmes financiers liés au logement	0,16	0,37	0,18	0,38	0,14	0,35	0,19	0,39
Propriétaire ^{cd}	0,09	0,29	0,05	0,22	0,09	0,28	0,04	0,19
Sans-domicile ^{cd}	0,13	0,34	0,05	0,23	0,09	0,29	0,04	0,20
Difficultés :								
Capacité à comprendre les questions ^d	9,17	2,31	9,18	2,24	9,64	1,59	9,03	2,41
Problème de santé ou handicap	0,15	0,36	0,11	0,32	0,12	0,33	0,11	0,32
Accompagnements :								
Emploi/Formation ^d	0,07	0,25	0,08	0,27	0,02	0,14	0,10	0,30
Santé	0,09	0,29	0,12	0,32	0,11	0,32	0,12	0,32
Caractéristiques géographiques :								
Densité de population (hab./km2) ^d	2002	1672	2220	1608	1804	1637	2358	1576
Distance au référent (en km) ^{cd}	6,24	7,63	4,86	6,32	6,83	7,08	4,21	5,91
Distance au transport collectif le plus proche (en km) ^{cd}	1,08	2,51	6,43	1,88	1,28	2,93	0,43	1,31
Observations	190		636		159		477	

Notes : La variable « revenu par unité de consommation » contient 26 valeurs manquantes sur la population des ménages éligibles. La variable « diplôme » est codée de 0 (jamais scolarisé) à 6 (enseignement supérieur). La variable « capacité à comprendre les questions » est évaluée de 0 à 10. 10 indiquant la meilleure capacité de compréhension. Cette évaluation a été réalisée par l'enquêteur.

^c : La moyenne de cette variable est significativement différente entre les connaissant et les non-connaissant au seuil de risque de 5% (test de Student).

^d : La moyenne de cette variable est significativement différente entre les demandeurs et les non-demandeurs au seuil de risque de 5% (test de Student).

Source : Enquête sur les bénéficiaires du RSA en Seine-et-Marne.

que chaque unité i ait exactement k voisins.

Il est nécessaire de choisir le nombre de plus proches voisins à considérer. Dans notre cas, l'autocorrélation spatiale semble mieux captée par une matrice de poids fondée sur les 6 plus proches voisins, c'est donc cette matrice qui sera utilisée dans la suite de l'analyse. Il n'existe pas de méthode universellement admise pour choisir le type de matrice de voisinage et le nombre de plus proches voisins à considérer. Ces choix peuvent pourtant avoir une influence sur la mesure de la corrélation spatiale et donc sur la spécification du modèle (Harris and Kravtsova, 2009). Des tests de sensibilité des modèles à la spécification de la matrice de voisinage seront donc réalisés.

4 Stratégie empirique

La présence d'autocorrélation spatiale dans la demande du FGT nécessite d'être prise en compte de façon spécifique dans la modélisation. Il est possible que la diffusion d'informations ou de normes ait une influence sur le comportement des ménages en matière d'utilisation des aides. Or si l'autocorrélation spatiale provient d'un autre phénomène que la distance au référent, au transport en commun le plus proche ou d'une autre variable explicative, l'estimation d'un modèle probit ou logit entraînerait des résultats inefficients ou biaisés selon la configuration de l'autocorrélation spatiale (Anselin, 1988).

Les développements en économétrie spatiale ont permis d'élaborer différents modèles tenant compte de l'autocorrélation spatiale comme le modèle à erreurs spatialement autocorrélées (SEM) et le modèle à variable endogène spatialement décalée (SAR). Dans le modèle SEM un processus spatial autorégressif est introduit dans les erreurs. Ce type de modèle permet de détecter des problèmes de spécification et d'améliorer les estimateurs en leur présence. Dans le modèle SAR, que nous utiliserons, l'autocorrélation spatiale des observations est prise en compte par une variable endogène spatialement décalée et reflète le fait que la demande d'un ménage est influencée par la demande du dispositif des autres ménages. Il semble ici plus pertinent d'utiliser ce modèle dans la mesure où l'on cherche à modéliser de tels effets de voisinage sur la demande et la connaissance du FGT par les ménages⁹ (Le Gallo, 2002, 2004). Le modèle s'écrit :

⁹Le choix du modèle est donc avant tout dicté par des considérations théoriques et par l'expérience de la littérature. Il ne semble pas exister à l'heure actuelle de méthode de choix empirique du modèle spatial à utiliser

$$Y = \rho WY + \beta X + \epsilon \quad (\text{III.1})$$

Avec $\epsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$. Où le paramètre estimé ρ mesure la dépendance spatiale des observations. Il est possible de donner à ce modèle un soubassement théorique pour ce qui a trait à la demande de l'aide. Dans ce cas la décision de demander ou non le dispositif dépend de la différence d'utilité, entre les deux états, obtenus par un individu i : $Y_i^* = U_{1i} - U_{0i}, i = 1, n$. La variable latente Y_i^* n'est pas observée mais seulement le choix effectué :

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_i^* \geq 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Les modèles spatiaux autorégressifs, initialement adaptés à des variables dépendantes continues, ont été récemment étendus aux variables dichotomiques. Les travaux menés dans cet objectif ont conduit à l'élaboration de différentes méthodes d'estimation. Après les premières tentatives d'estimation par maximisation de la vraisemblance (Case, 1992; McMillen, 1992), une approche bayésienne a été proposée par LeSage (2000). Il suggère d'utiliser la méthode de Monte-Carlo par chaîne de Markov (MCMC) pour surmonter la complication introduite par la multidimensionalité de la fonction de répartition de la loi normale dans la vraisemblance du modèle probit spatial. L'estimation MCMC consiste à échantillonner de façon séquentielle les paramètres depuis leur distribution conditionnelle. Un nombre important d'échantillonnage permet de faire converger les paramètres vers la distribution jointe postérieure¹⁰. Cette méthode a ensuite été étendue par Smith and LeSage (2004). Le principal inconvénient de ces méthodes est la durée importante de temps de calcul qu'elles requièrent. Un autre type d'approche possible est l'estimation par la méthode des moments généralisés (GMM). La première estimation par GMM a été proposée par Pinkse and Slade (1998) pour le probit à erreur spatiale. Cette approche a ensuite été suivie par Klier and McMillen (2008) pour le probit à variable endogène spatialement décalée. Klier and McMillen (2008) réalisent une approximation linéaire aux alentours de l'absence d'interdépendance. Cette méthode à l'avantage d'être d'exécution rapide et fonctionne bien sur de

dans le cas dichotomique comme c'est le cas en présence d'une variable dépendante continue. L'estimation de modèle SEM en lieu et place de modèles SAR a très peu d'influence sur les coefficients dans notre cas mais l'interprétation des coefficients devra être réalisée avec prudence.

¹⁰Voir Lesage and Pace (2009) pour une présentation d'ensemble.

grands échantillons et pour des niveaux d'autocorrélation spatiale faibles (Franzese et al., 2010), mais les propriétés asymptotiques du GMM ne sont plus applicables (Smirnov, 2010). Wang et al. (2013) ont également essayé d'établir une estimation d'exécution rapide en proposant une estimation par quasi-maximum de vraisemblance, plus efficiente que celle par GMM. Dans notre cas la taille des échantillons reste modeste et le temps de calcul n'est pas problématique. Pour l'estimation, nous utiliserons la méthode bayésienne proposée par LeSage (2000). Les méthodes d'estimation n'ont pas les mêmes propriétés et présentent parfois des résultats sensiblement différents pour un même échantillon. Des tests de robustesse seront donc effectués à l'aide d'une estimation par maximum de vraisemblance (Case, 1992; McMillen, 1992) et par GMM (Klier and McMillen, 2008).

La stratégie empirique consiste donc à tenir compte du maximum de facteurs qui peuvent influencer la distribution spatiale pour pouvoir différencier les différents déterminants spatiaux et pour que le coefficient de corrélation spatiale capte uniquement les effets de réseau (diffusion d'information ou de normes)¹¹. Il est cependant plus prudent d'interpréter ce coefficient de corrélation comme un effet de voisinage. Il n'est en effet, pas possible de déterminer si la corrélation provient d'un effet contextuel dû au fait que des ménages vivant dans le même voisinage peuvent être exposés à des déterminants similaires ou si la corrélation provient uniquement d'un effet de réseau. De manière générale il n'est pas possible d'exclure la présence d'endogénéité dans l'estimation de certaines variables comme le coefficient de corrélation spatiale et la distance au service de transport en commun. Le lieu d'habitation n'est pas nécessairement décidé de manière entièrement aléatoire, même une fois tenu compte des facteurs observables¹².

Nous introduisons dans la spécification les variables d'explication du non-recours généralement utilisées dans la littérature comme le sexe, l'âge, le niveau de diplôme, le nombre de personnes dans le ménage, la situation matrimoniale, le revenu, la situation vis-à-vis du logement et vis à vis de l'emploi (Domingo and Pucci, 2014; Hernanz et al., 2004). La possession d'un véhicule ou du permis B peut réduire l'utilité à bénéficier des transports en commun et sont donc également

¹¹Les effets de réseau correspondent aux interactions endogènes de la classification établie par Manski (2000).

¹²Il est possible que certaines caractéristiques inobservables, comme la volonté de vivre en milieu rural, déterminent la localisation de certains ménages à l'est du département ou dans des lieux éloignés des transports en commun. L'effet estimé de la distance au transport en commun et la corrélation spatiale pourraient alors traduire en partie le fait que ces ménages ont une moindre propension à utiliser les transports en commun et donc à demander le FGT.

introduits dans les modèles. La capacité à comprendre les questions posées lors de l'enquête est utilisée dans l'estimation comme un indicateur de la capacité de compréhension générale du répondant. Deux variables liées aux difficultés rencontrées par le ménage pour son logement, sont introduites. Bien que le Forfait Gratuité Transport n'apporte pas directement d'aide au logement, le logement est une problématique à part entière pour les ménages pauvres et peut donc influencer sur la connaissance et sur la nécessité d'une aide à l'utilisation des transports en commun. Deux variables d'accompagnement, familial et public, sont introduites dans l'estimation car l'accompagnement est supposé avoir un effet sur la connaissance et l'accessibilité du dispositif. Par ailleurs, certains travaux ont montré des différences de propension au non-recours en fonction du milieu de vie, urbain ou rural (Bramley et al., 2000). Une variable indiquant le nombre d'habitants dans la localité est donc introduite. Pour tester les hypothèses sur la distribution spatiale de la non-connaissance et de la non-demande de l'aide, des variables de distance au référent et de distance aux stations de RER, de cars départementaux et de trains les plus proches sont également construites. Les trois variables de distance aux différents moyens de transport collectif sont finalement regroupées dans une variable de distance à la station de transport en commun la plus proche.

5 Résultats et robustesse

5.1 Résultats

Le tableau III.2 présente les résultats de la modélisation de la non-connaissance du dispositif sur l'échantillon des éligibles et le tableau III.3 les résultats de l'estimation de la non-demande du dispositif sur l'échantillon des éligibles ayant connaissance de l'existence du dispositif. Les résultats de quatre spécifications différentes sont affichés de la colonne (1) à (5) dans les deux tableaux. La colonne (1) n'inclut pas les variables de distance au référent et au transport en commun le plus proche. Celles-ci sont ajoutées dans la colonne (2) et (3). La colonne (4) présente les résultats du modèle probit comportant à la fois les variables de distance au référent et aux transports en commun¹³. Les résultats du SAR probit¹⁴ incluant

¹³Les deux variables possèdent un coefficient de corrélation de 45%. Le test VIF n'indique pas de présence de multicolinéarité entre les deux variables.

¹⁴L'estimation est réalisée à l'aide du package « spatialprobit » (de Matos and Wilhelm, 2015) de R.

TABLE III.2: Coefficients estimés de la non-connaissance du FGT

VARIABLES	(1) Probit	(2) Probit	(3) Probit	(4) Probit	(5) SAR Probit
Homme	-0,048 (0,113)	-0,050 (0,113)	-0,050 (0,114)	-0,051 (0,113)	-0,051 (0,112)
Age	0,002 (0,005)	0,002 (0,005)	0,002 (0,005)	0,002 (0,005)	0,002 (0,005)
Diplôme	-0,055 (0,036)	-0,055 (0,036)	-0,054 (0,036)	-0,054 (0,036)	-0,053 (0,037)
En emploi	-0,002 (0,163)	-0,012 (0,164)	-0,008 (0,163)	-0,014 (0,164)	-0,044 (0,151)
Nombre de personne dans le ménage	-0,040 (0,043)	-0,040 (0,043)	-0,036 (0,043)	-0,037 (0,043)	-0,033 (0,043)
Soutien familial	0,312*** (0,113)	0,306*** (0,113)	0,315*** (0,114)	0,310*** (0,114)	0,325*** (0,112)
Possède un véhicule	0,311** (0,130)	0,313** (0,130)	0,301** (0,130)	0,304** (0,131)	0,324*** (0,139)
Possède le permis B	0,220* (0,127)	0,214* (0,128)	0,226* (0,127)	0,221* (0,128)	0,235* (0,132)
Veuf, séparé ou divorcé (Réf : Célibataire)	-0,088 (0,153)	-0,091 (0,153)	-0,086 (0,154)	-0,088 (0,154)	-0,094 (0,157)
En couple (Réf : Célibataire)	0,003 (0,139)	0,005 (0,139)	0,014 (0,139)	0,014 (0,139)	-0,003 (0,139)
RUC supérieur à la médiane	0,064 (0,103)	0,062 (0,103)	0,059 (0,103)	0,058 (0,103)	0,066 (0,106)
Logement insalubre	0,723*** (0,270)	0,701*** (0,269)	0,704*** (0,269)	0,693*** (0,268)	0,758** (0,297)
Problèmes financiers liés au logement	-0,093 (0,140)	-0,095 (0,140)	-0,103 (0,141)	-0,103 (0,141)	-0,113 (0,147)
Propriétaire	0,348* (0,200)	0,326 (0,199)	0,325 (0,202)	0,314 (0,201)	0,309 (0,213)
Sans-domicile	0,548*** (0,181)	0,550*** (0,182)	0,560*** (0,181)	0,560*** (0,181)	0,544*** (0,183)
Capacité à comprendre les questions	-0,011 (0,023)	-0,013 (0,023)	-0,013 (0,023)	-0,014 (0,023)	-0,017 (0,023)
Formation ou accompagnement vers l'emploi	0,100 (0,189)	0,101 (0,189)	0,112 (0,189)	0,111 (0,189)	0,123 (0,201)
Densité de population dans la commune (hab./km2)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
Distance au référent (en km)		0,011 (0,009)		0,008 (0,010)	0,008 (0,010)
Distance au transport collectif le plus proche (en km)			0,041 (0,026)	0,034 (0,027)	0,031 (0,025)
Constante	-1,460*** (0,400)	-1,533*** (0,408)	-1,517*** (0,404)	-1,557*** (0,410)	-1,507*** (0,410)
ρ					0,132* (0,071)
Observations	826	826	826	826	826
Log-vraisemblance	-417,6	-416,8	-416,2	-415,9	-417,9

Notes : *** : Significatif au seuil de risque de 1% ; ** : Significatif au seuil de risque de 5% ; * : Significatif au seuil de risque de 10%.
Ecart-type robuste entre parenthèses. Les variables significatives sont en gras.

ces variables sont présentés dans la colonne (5)¹⁵.

Nos résultats confirment partiellement les causes du non-recours habituellement étayées par la littérature. Comme dans l'étude de Riphahn (2001), il n'existe pas

¹⁵Les 26 ménages pour lesquels le revenu par unité de consommation n'est pas connu ont été considérés comme ayant un revenu inférieur à la médiane. La raison pour laquelle l'information n'est pas connue est généralement que la situation du ménage paraissait trop difficile et que l'enquêteur n'a pas posé cette question. Il est donc très probable que les revenus soient inférieurs à la médiane du revenu des ménages. Cette hypothèse n'a, par ailleurs, pas de conséquence sur les résultats de l'estimation.

TABLE III.3: Coefficients estimés de la non-demande du FGT :

VARIABLES	(1) Probit	(2) Probit	(3) Probit	(4) Probit	(5) SAR Probit
Homme	0,174 (0,129)	0,185 (0,129)	0,183 (0,130)	0,190 (0,129)	0,173 (0,135)
Age	0,001 (0,006)	0,001 (0,006)	0,000 (0,006)	0,001 (0,006)	0,001 (0,006)
Diplôme	-0,059 (0,044)	-0,062 (0,044)	-0,057 (0,044)	-0,060 (0,044)	-0,063 (0,044)
En emploi	0,038 (0,178)	-0,002 (0,177)	0,024 (0,178)	-0,004 (0,177)	0,008 (0,204)
Nombre de personne dans le ménage	-0,033 (0,053)	-0,031 (0,052)	-0,024 (0,052)	-0,024 (0,052)	-0,030 (0,048)
Soutien familial	-0,003 (0,128)	-0,016 (0,129)	-0,003 (0,130)	-0,011 (0,130)	-0,012 (0,133)
Possède un véhicule	0,655*** (0,142)	0,680*** (0,143)	0,641*** (0,142)	0,662*** (0,142)	0,691*** (0,158)
Possède le permis B	0,384*** (0,141)	0,349** (0,142)	0,385*** (0,141)	0,359** (0,141)	0,360** (0,146)
Veuf, séparé ou divorcé (Réf : Célibataire)	-0,063 (0,177)	-0,073 (0,181)	-0,049 (0,180)	-0,058 (0,182)	-0,061 (0,185)
En couple (Réf : Célibataire)	-0,050 (0,178)	-0,046 (0,178)	-0,023 (0,177)	-0,026 (0,177)	-0,029 (0,164)
RUC supérieur à la médiane	-0,376*** (0,124)	-0,374*** (0,125)	-0,370*** (0,125)	-0,370*** (0,125)	-0,366*** (0,126)
Logement insalubre	-0,087 (0,467)	-0,109 (0,460)	-0,059 (0,471)	-0,079 (0,465)	-0,103 (0,451)
Problèmes financiers liés au logement	-0,380** (0,167)	-0,398** (0,170)	-0,410** (0,169)	-0,420** (0,171)	-0,434** (0,183)
Propriétaire	0,418* (0,247)	0,404 (0,249)	0,406 (0,252)	0,398 (0,252)	0,411 (0,274)
Sans-domicile	0,452* (0,231)	0,452** (0,230)	0,484** (0,229)	0,477** (0,228)	0,509** (0,246)
Capacité à comprendre les questions	0,091** (0,036)	0,088** (0,036)	0,085** (0,036)	0,084** (0,036)	0,087*** (0,033)
Formation ou accompagnement vers l'emploi	-0,870*** (0,326)	-0,862*** (0,324)	-0,827** (0,327)	-0,827** (0,324)	-0,867*** (0,320)
Densité de population dans la commune (hab./km2)	-0,000** (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
Distance au référent (en km)		0,025** (0,011)		0,018 (0,012)	0,015 (0,020)
Distance au transport collectif le plus proche (en km)			0,091*** (0,031)	0,076** (0,032)	0,076** (0,036)
Constante	-1,751*** (0,506)	-1,931*** (0,507)	-1,870*** (0,514)	-1,983*** (0,513)	-1,877*** (0,514)
ρ					0,113 (0,112)
Observations	636	636	636	636	636
Log-vraisemblance	-295,6	-293,2	-292,1	-290,9	-291,4

Notes : *** : Significatif au seuil de risque de 1% ; ** : Significatif au seuil de risque de 5% ; * : Significatif au seuil de risque de 10%.
Ecart-type robuste entre parenthèses. Les variables significatives sont en gras.

de différence significative de comportement entre hommes et femmes. Par contre, d'autres variables régulièrement utilisées dans les études sur le non-recours, comme l'âge, le niveau de diplôme, la situation familiale ou la présence d'enfants dans le ménage n'ont pas d'effet significatif sur la connaissance ou la demande du dispositif. Cela peut s'expliquer par la particularité du dispositif ; il est en effet probable que les coûts de stigmatisation soient, de façon générale, plus faible dans ce dispositif. La carte peut être demandée sur internet et ne demande donc pas de contact direct avec une autre personne¹⁶. De plus si une partie de la stigmatisation prend la forme d'un coût fixe, le coût a déjà été payé lors de la demande du RSA. Or l'effet négatif parfois obtenu pour l'âge peut en partie s'expliquer par l'augmentation de la stigmatisation qui lui est liée. On trouve également un résultat contre-intuitif : le non-recours augmente lorsque les enquêtés ont moins de difficultés de compréhension des questions. Si les difficultés de compréhension peuvent renvoyer à des bénéficiaires non francophones, ce résultat reste difficile à interpréter.

Les conditions de logement influent nettement sur le non-recours. Le fait d'être sans-domicile augmente fortement la probabilité de ne pas connaître et de ne pas demander le dispositif, ce qui confirme les résultats de Chareyron and Domingues (2015). Les sans-domicile sont moins souvent informés de l'existence du dispositif, et quand ils le sont, il leur est plus difficile de le demander. Etre sans-domicile augmente en moyenne de 17% la probabilité de ne pas connaître l'existence de l'aide aux transports et augmente de 13% la probabilité de ne pas la demander¹⁷. L'importance des conditions de logement dans l'explication du non-recours, apparaît également par l'effet négatif, sur la connaissance du dispositif, d'habiter dans un logement insalubre. Assez logiquement, avoir des difficultés financières, notamment des problèmes pour payer son logement augmente la probabilité de demander l'aide aux transports lorsqu'on en a connaissance. Par contre, le fait de posséder un revenu par unité de consommation supérieur à la médiane réduit la probabilité de ne pas demander l'aide, ce qui suggère que ces ménages ont plus de facilités à accéder au dispositif. Un effet localement positif du revenu sur le re-

¹⁶D'autant que le forfait gratuité est chargé sur une carte de transport « Navigo » standard. Au quotidien, lors du passage aux bornes d'accès, l'utilisation du FGT ne comporte donc pas d'éléments stigmatisants. Seul le rechargement trimestriel des droits à un guichet peut potentiellement poser problème au bénéficiaire, mais il peut également se faire sur une borne automatique, sans vis-à-vis.

¹⁷Les effets marginaux présentés sont des effets totaux moyens. Ils tiennent donc compte des effets de diffusion induits par la présence d'effets de voisinage.

cours a déjà été observé dans certaines études (Tempelman and Houkes-Hommes, 2015). Le fait de posséder de faibles revenus peut entraîner des difficultés particulières pour demander le programme. Il est également possible que certaines caractéristiques affectent la propension à avoir de faibles revenus et à ne pas demander l'aide. Dans notre cas il est aussi possible que les ménages les plus pauvres aient moins besoin d'utiliser les transports en commun par exemple en raison d'un plus faible nombre d'activités de loisir.

Certains autres résultats semblent confirmer une interprétation du recours en termes de besoin et de coûts. Ainsi, bénéficier de soutien familial augmente la probabilité de ne pas avoir connaissance de l'existence du dispositif. Cela pourrait indiquer que les ménages qui bénéficient d'un soutien familial s'appuient sur ce soutien et s'informent moins des dispositifs collectifs d'aide. Le fait de disposer d'un moyen de transport alternatif aux transports en commun (détention du permis de conduire, possession d'un véhicule) augmente à la fois le risque de ne pas connaître et de ne pas demander le Forfait Gratuité Transport quand on y a droit. Si l'effet de l'utilisation d'un véhicule privé sur la demande de la carte « Solidarité Transport » était attendu, son effet sur la connaissance même du dispositif est plus surprenant. Il est cependant possible que les ménages utilisant un véhicule privé soient moins enclins à consulter les informations sur les transports en commun et soient donc moins susceptibles de rencontrer les informations concernant l'existence du dispositif¹⁸ ou d'y être attentifs. On peut proposer le même type d'interprétation pour expliquer que les personnes qui suivent une formation aient plus souvent besoin de se déplacer et demandent plus souvent le FGT.

Nos résultats confirment que le calcul coût-avantage intègre une dimension spatiale ce qui permet de vérifier que le non-recours peut résulter d'un « spatial mismatch » entre la localisation des bénéficiaires potentiels et l'accès aux transports en commun. Conformément à l'intuition, cette dimension spatiale joue sur la demande plus que sur la connaissance du dispositif : une plus grande distance au point d'accès au réseau de transport collectif réduit la demande du Forfait Gratuité Transport. S'éloigner d'un kilomètre du transport en commun le plus proche réduit en moyenne de 2,2% la probabilité de demander le dispositif. Il s'agit donc d'un effet spatial parfaitement cohérent avec l'analyse habituelle du non-recours à partir d'une comparaison des coûts et des avantages de l'aide. La distance au

¹⁸L'existence de la carte « Solidarité Transport » est par exemple indiquée sur le site de la RATP.

réfèrent dont on aurait pu penser qu'elle jouerait sur la probabilité de connaître l'aide n'apparaît significative que pour la demande à l'aide. De plus, l'effet de cette variable disparaît lorsqu'on l'intègre en même temps la distance au transport au commun, qui reste significative pour ce qui est de la demande du FGT. C'est donc bien d'abord le coût de déplacement pour bénéficier du service qui influence le non-recours à cette aide plus que le coût d'accès à l'information ou à une personne ressource.

En plus du paramètre « distance », nous suggérons un effet spécifique de diffusion d'information, qui apparaît confirmer pour nos données les résultats des travaux sur les effets de réseau. Dans la table détaillant les déterminants de la non-connaissance de l'aide au transport, la significativité du coefficient γ indique que la probabilité de connaître le dispositif augmente avec le nombre de personnes connaissant eux-mêmes le FGT dans le voisinage, ce qui semble confirmer l'hypothèse de mécanismes de réseau dans la diffusion de l'information. Bien que d'une magnitude assez faible, la dépendance spatiale reste ainsi présente lorsque les distances au transport en commun et au réfèrent sont prises en compte. La significativité du coefficient, alors que les variables de distance sont introduites, suggère qu'un effet de réseau influence la probabilité de connaître le dispositif. Ce résultat semble confirmer que les effets de diffusion suggérés par Chareyron (2014); Okbani (2013) affectent la connaissance de la gratuité des transports en commun. Cependant, malgré le nombre important de variables de contrôle, il n'est pas possible d'exclure la possibilité que la corrélation spatiale capte la présence d'une variable omise. L'effet pourrait provenir de politiques sociales différentes entre les territoires (par exemple dans la diffusion de l'information) mais également de différences de conditions macroéconomiques ou du marché du travail entre les zones (Riphahn, 2001)¹⁹. Enfin, on n'observe pas de concentration spatiale significative pour la non-demande une fois les variables de distance prises en compte; parmi les effets spatiaux, seule la distance joue ici. La demande du dispositif ne semble donc pas influencée par des effets de diffusion de norme au sein d'une localité. La dimension spatiale du non-recours est confirmée dans ses différents aspects : par l'impact géographique d'une part et par les effets de diffusion d'information d'autre part. Contrairement aux résultats de Aizer and Currie (2004) pour l'uti-

¹⁹Des différences de taux d'accès à l'emploi peuvent, par exemple, exister à l'intérieur d'un département (L'Horty et al., 2015) et avoir un effet sur la connaissance ou la demande du dispositif.

lisation de service pré-nataux aux Etats-Unis les effets de réseau apparaissent ici provenir de phénomène de diffusion d'information et non de norme.

5.2 Robustesse

Trois composantes de la modélisation peuvent avoir une influence sur les résultats sans qu'il existe de procédure faisant consensus pour déterminer leur valeur exacte : la forme de la matrice de voisinage, le paramètre de sélection du voisinage et la méthode d'estimation du probit spatial.

La création d'une matrice de voisinage par plus proches voisins a été choisie pour son adéquation à la situation rencontrée et les résultats obtenus avec des matrices alternatives confirment ce choix²⁰. Le nombre de voisins à sélectionner a été fixé à 6 car la corrélation spatiale est bien captée pour la non-connaissance du dispositif avec ce paramétrage. L'estimation est quant à elle réalisée par la méthode bayésienne proposée par LeSage (2000), par maximum de vraisemblance et par GMM. Les tableaux III.4 et III.5 présentent l'influence du paramétrage de la matrice de voisinage et de la technique d'estimation sur l'estimation du coefficient de corrélation spatiale pour la non-connaissance et la non-demande du dispositif²¹. L'estimation du coefficient de corrélation spatiale de la non-demande de l'aide varie peu entre les différentes estimations. Le coefficient est parfois significatif quand les variables de distance ne sont pas introduites mais ne l'est pas quand elles sont présentes dans l'estimation. En revanche l'estimation du coefficient pour la non-connaissance de l'aide est moins robuste. Les résultats sont sensibles à la technique d'estimation. Lorsque l'estimation par maximum de vraisemblance ou par GMM est utilisée, le coefficient est significatif pour presque tous les différents k , que les variables de distance soient présentes ou non. Avec la méthode d'estimation par chaîne de Markov, en revanche, le coefficient est significatif seulement pour certains choix de nombre de voisins. Les résultats retenus dans la partie 5.1 sont donc conservatifs quant à la présence d'autocorrélation spatiale dans la non-connaissance du programme.

²⁰Les résultats sont disponibles sur demande.

²¹Les résultats sont obtenus à partir des packages « spatialprobit » (de Matos and Wilhelm, 2015) et « Mc-spatial » (McMillen, 2013) de R.

TABLE III.4: Test de sensibilité du coefficient d'autocorrélation spatiale pour la connaissance du "Forfait Gratuité Transport".

Matrice de voisinage	MCMC		ML		GMM	
Nombre de plus proches voisins	Sans variable de distance	Avec variables de distance	Sans variable de distance	Avec variables de distance	Sans variable de distance	Avec variables de distance
2	*	*	***	***	***	**
3	**	**	***	***	***	***
4	**	*	***	***	***	**
5	NS	NS	***	***	**	NS
6	*	*	***	***	***	***
7	NS	NS	***	***	***	*
8	NS	NS	***	***	***	***
9	NS	NS	***	***	***	***
10	NS	NS	***	***	***	NS
11	NS	NS	***	***	NS	NS
12	NS	NS	***	***	***	**
13	NS	NS	***	***	***	NS
14	NS	NS	***	**	**	NS

Note : NS : Non significatif ; *** : Significatif au seuil de risque de 1% ; ** : Significatif au seuil de risque de 5% ; * : Significatif au seuil de risque de 10%.

TABLE III.5: Test de sensibilité du coefficient d'autocorrélation spatiale pour la non-demande du "Forfait Gratuité Transport".

Matrice de voisinage	MCMC		ML		GMM	
Nombre de plus proches voisins	Sans variable de distance	Avec variables de distance	Sans variable de distance	Avec variables de distance	Sans variable de distance	Avec variables de distance
2	NS	NS	NS	NS	NS	*
3	*	NS	NS	NS	*	NS
4	*	NS	NS	NS	NS	NS
5	**	NS	NS	NS	**	NS
6	NS	NS	NS	NS	***	NS
7	*	NS	**	NS	***	NS
8	**	NS	**	NS	***	NS
9	**	NS	**	NS	***	NS
10	**	NS	***	NS	***	NS
11	**	NS	**	NS	***	NS
12	NS	NS	NS	NS	NS	NS
13	NS	NS	NS	NS	NS	NS
14	*	NS	NS	NS	NS	NS

Note : NS : Non significatif ; *** : Significatif au seuil de risque de 1% ; ** : Significatif au seuil de risque de 5% ; * : Significatif au seuil de risque de 10%.

6 Conclusion

L'article analyse les déterminants du non-recours primaire à une aide sociale locale - le Forfait Gratuité Transport en Île de France - en décomposant la non-connaissance et la non-demande. Il intègre une dimension spatiale, en recherchant d'une part l'existence d'un spatial mismatch dans le non-recours et d'autre part des effets de diffusion d'informations et de normes grâce à des techniques récentes permettant d'estimer les modèles spatiaux à variable endogène discrète.

La modélisation séparée de la non-connaissance et de la non-demande du dispositif permet de différencier clairement les déterminants de ces deux facteurs du non-recours. S'ils sont souvent similaires, les variables liées directement à des questions financières comme les difficultés de paiement du logement n'ont d'influence que sur la demande du dispositif. En revanche les conditions de vie comme la situation de logement ont principalement un effet sur la connaissance de l'existence du Forfait Gratuité Transport. Ces résultats indiquent que les personnes les plus en marge de la société ou vivant dans les situations les plus précaires ont un accès plus difficile à l'information. La demande du dispositif est, quant à elle, positivement affectée par le revenu du ménage. Le recours à l'aide est donc plus difficile pour les ménages connaissant de mauvaises conditions de logement et pour les ménages ayant les revenus les plus faibles.

La pertinence de la décomposition de l'effet spatial en spatial mismatch et effets de réseau est confirmée par les résultats. Nous observons des effets de voisinage significatifs dans la connaissance du dispositif, suggérant la présence de mécanismes de diffusion d'information. La demande du dispositif garantissant la gratuité des transports en commun d'Île-de-France est quant à elle influencée par l'éloignement entre le lieu de vie et les transports collectifs, confirmant la validité de l'approche en matière de choix rationnel dans la modélisation de la demande de l'aide aux transports : un coût d'accès supérieur au service réduit la demande d'aide. Il n'apparaît pas en revanche d'effets de voisinage dans la demande de l'aide. Ce résultat ne rejette cependant pas la possibilité de diffusion de normes qui réduirait ou augmenterait la stigmatisation liée à la demande. Le résultat est obtenu pour un dispositif probablement peu stigmatisant à demander (en partie car il est réservé à des ménages déjà bénéficiaires de l'aide sociale) et où donc

les effets liés au stigma sont plus difficiles à capter. La diffusion peut également s'effectuer par d'autres canaux, comme la proximité culturelle, ethnique ou sociale ou à une échelle spatiale différente de celle utilisée dans cet article.

Au final, nos résultats suggèrent qu'il est important de lutter à la fois contre les facteurs responsables de la non-connaissance et du non-recours. La moindre connaissance des ménages les plus fragiles et l'existence d'effets de voisinage amènent à recommander des politiques publiques de diffusion de l'information, par exemple en mobilisant les référents locaux des bénéficiaires du RSA dans les Maisons Départementales des Solidarités. Le lien entre demande de l'aide et éloignement aux transports en commun ne peut que militer pour une couverture plus dense du territoire par le réseau des transports en commun. De ce point de vue, le développement de systèmes de navettes ou la multiplication d'arrêts facultatifs sur le principe des Transports à la Demande qui se développent dans de nombreuses régions (l'arrêt est desservi sur réservation préalable) à condition que ces mécanismes permettent bien d'augmenter le nombre de points d'accès au réseau et non de transformer des arrêts permanents en arrêts facultatifs.

Chapitre IV

Raising the take-up of social assistance benefits through a simple mailing : evidence from a French field experiment

Article co-written with Yannick L'Horty.

1 Introduction

In 2009 the French regime of means-tested, social assistance benefits underwent a profound transformation with the introduction of a new benefit called the Revenu de Solidarité Active (RSA Social Earned Income Supplement), which replaced its longstanding predecessor known as the Revenu Minimum d'Insertion (RMI Minimum Integration Income). With an eye towards strengthening work incentives and avoiding the well-known but harmful welfare trap', the new income-support benefit was designed such that any increase in labour market income would not be clawed back by an offsetting reduction in social assistance transfers. Indeed, the title of the new regime emphasises the role of earned income. The aim was to guarantee that returning to work, or increasing the number of hours worked, unambiguously increases the total income received by poor households. An unexpected effect of this reform has been an apparent decrease in the take-up rate among poor households, which is of great concern to policy-makers. Indeed, a study conducted by the evaluation council of the RSA in order to assess the incidence of non-take up of the new benefit concluded that 68% of the newly eligible beneficiaries did not take-up their benefits (Domingo and Pucci, 2012). The extent of this phenomenon of non-take-up resulted in the development of a new reform labelled the prime d'activité (activity bonus) that was implemented in 2016.

The non-take-up of social benefits, which is a major concern for other countries as well as France, basically means that social policy measures targeted at vulnerable social groups often fail to reach these intended beneficiaries, which obviously undermines the objectives of public policy. Furthermore, the fact that a significant number of potential beneficiaries fail to take-up benefits especially in the form of income transfers runs counter to neo-classical microeconomic intuition. This phenomenon remains a puzzle both from a public policy perspective as well as from an economic behavioural point-of-view.

Several competing economic explanations as to why eligible beneficiaries fail to take-up income benefits have been proposed in the literature. In our paper we evoke three strands in no particular order, all of which involve frictions of some sort. First, they might not know that they are eligible; the relevant information is simply not available to them, as suggested in Daponte et al. (1999). Second,

they might know that they are eligible, but upon weighing the perceived costs against the perceived advantages, they decline to take-up the benefits. The costs might involve the social stigma associated with enrollment, as suggested by Currie (2006) and Moffitt (1983), or they might consist of transactions costs, as suggested by O'Donoghue and Rabin (1999). The third economic approach is behavioural in nature and involves psychological barriers and preferences. They might know that they are eligible, and they might be tempted by the benefits, but they fail to take-up the benefits for reasons such as procrastination (Madrian and Shea, 2001; Jones, 2010) or psychological aversion to program complexity (Bertrand et al., 2006). The relative applicability of these three distinct behavioural channels is an interesting question for applied economic research, but they are particularly important for public policy analysis because they involve sharply different policy repercussions.

The primary objective of this paper is to conduct an empirical investigation that can shed some light on the relative validity of these alternative explanations of the phenomenon of non-take-up. Our methodological approach is experimental evaluation; more precisely, we carry out a randomized controlled trial (RCT). This technique is increasingly utilized in the field of social policy evaluation in order to address such issues. To mention just a few well-known applications, the RCT methodology has been used to study information and social network effects on retirement planning decisions (Duflo and Saez, 2003), school choice and the associated academic achievement outcomes (Hastings and Weinstein, 2008), and older workers' choices regarding participation in the labor market as they relate to information regarding Social Security provisions (Liebman and Luttmer, 2015).

It is thought that one important explanatory variable driving the phenomenon of non-take-up is the quantity and the nature of the information that potential beneficiaries have. Following the approach adopted by Bhargava and Manoli (2015), we employ a protocol that changes in exogenous fashion the information that is provided to beneficiaries. We are able to test the applicability of two of the behavioural channels that are mentioned above – the second one and the third one. With respect to the second channel, we provide additional information that is germane to the valuation of non-monetary aspects associated with participation that can counteract the effects of stigma and change the trade-off between

cost and benefit under the decision to take-up the benefits. With respect to the third channel, our protocol involves a simplification of the information provided to the beneficiaries, which has been found to generate important effects in other well-known experiments (Bettinger et al., 2012; Chetty et al., 2013; Saez, 2009).

The experiment was carried out in the French department of Seine and Marne, which is located in metropolitan Paris. This geographical and administrative unit can be thought of as a county; in this case it is a mix of urban and rural areas, large (in terms of size and population). In France, it is the departmental unit that administers the distribution of income support programs. Given this institutional framework, we are able to exploit data that are specific to this department yet nationally uniform in terms of structure and content. As such, our results should be applicable to much of France.

The intervention itself consists of two fairly minor modifications of the content of an official letter which is sent to beneficiaries that convokes them to confer with a case-worker. The measured outcome is not the overall take-up rate for the receipt of the income support benefits, but rather a positive response to participate in these counseling services. We find that this relatively mild intervention increased that participation rate by 12 percentage points relative to the control group. This impact was limited to young male subjects, however; it did not have any discernable effect for other groups of potential beneficiaries. Our preferred interpretation of the results is that participation is influenced by the content of the information provided by the mailing as it relates to the individualized needs of the claimant. To provide one example, if young men have a greater capacity for job search, due perhaps to facing lighter family responsibilities, they might be more interested in information pertaining to returns to work provided by the case worker than what would otherwise be the case. A policy repercussion is that interventions like this can prevent certain beneficiaries from being suspended to income benefits, which in turn would raise the take-up rate of social assistance benefits relative to the stock of potential beneficiaries.

The first section provides some background on the institutional apparatus for the French (social assistance) income support regime, and the associated phenomenon of non-take-up. The second section presents the experimental design and the empirical framework. The final section presents the results and offers

interpretations.

2 Background on income support and take-up:

2.1 Program structure and summary

During the year of 2014, the French social assistance program disbursed more than 10 billion in benefits to nearly 2.5 million people.¹ This social insurance program is administered at the county level, but the criteria for allocation are determined at the national level. Entitlement is assessed at the family unit, defined as a single individual or a couple, and includes all dependent children under the age of 25.² To claim these benefits, individuals have to declare their resources and provide information upon which entitlement is calculated. This form has to be completed, updated, and filed every three months. As of 2012, this regime consists of two components: basic income support and additional income support.

The basic income benefit is paid when the household has no income stemming from employment.³ The amount of income provided is a flat sum that varies depending on the composition of the family. For example, for a childless, single individual with no earned income, the basic monthly benefit is 499.31, while it increased to 748.97 for a single individual with one child. If a family unit benefits from a housing allowance, owns its home, or receives free housing, a flat-rate amount is deducted from the social assistance income received.

The second component (Additional income support) is paid to people earning some income from employment but who have still sufficiently low income to be eligible. This component permits that the household keep 0.62 for each additional euro of income from employment.

The overall income support benefit is paid only to individuals whose monthly entitlement is assessed at more than 6 euros. There is also an age criterion for eligibility that applies; an individual must be older than 25 years, with the exception of single parents who are eligible even if they are under 25. Finally, there are also special eligibility rules for people who are not French citizens. For instance

¹This was the stock of beneficiaries at the end of 2014.

²This program labelled Revenu de Solidarité Active (RSA) replaced the former minimum guaranteed income program (Revenu minimum d'Insertion, RMI) and the former allowance for single parents (Allocation Parent Isolé, API) on June 1st, 2009 in all of France (with the exception of the overseas territories). The RSA was designed to respond to the very long-standing critique of social assistance programs like the RMI that they provide disincentives to work and thus aggravate poverty. The most important reform is the reduction in the high clawback rate, or the implicit tax rate, applying to labour market earnings.

³The definition of the household used to determine eligibility is the legal familial situation.

Europeans citizens must have lived in France for at least three years prior to the date of the claim.

2.2 The steps required of new entrants to the RSA

The receipt of the income benefit is contingent on a number of requirements. In order to facilitate integration into the labour market (i.e. a return to work), the beneficiaries are monitored. For this purpose each new entrant in the program is assigned a case-worker who is charged with following the beneficiary during this transition. The beneficiaries receive a mailing from the departmental agency that administers the RSA regime a few times after entering the program and commencing receipt of benefits.⁴ The letter instructs them to establish contact with their particular case-worker within seven days. On the seventh day, a subsequent mailing is sent to those beneficiaries who have not yet contacted their case worker.⁵ After that initial contact, he/she has to make an appointment for an interview in order to assess his/her social situation and vocational/professional profile.⁶ The result of the interview will determine the kind of assistance and counselling with which the beneficiary will be provided in order to be successfully integrated or re-integrated - into the labour market. The next step for the beneficiary is to sign their commitment contract with the county administration. This contract stipulates the reciprocal commitments made by both parties (the beneficiary and the county) regarding the reintegration, which depend on the profile of the beneficiary. It is valid for six months and must be renewed at the end of that period.

An important point for our analysis is that all of these administrative steps are required in order to continue receiving the benefit. The beneficiary can be removed from the program, and hence suspended to benefits, if he/she fails to carry out these steps and/or if he/she fails to respect the commitment contract. In the year 2012, of the flow of 8,766 new entrants to the RSA regime in the department of Seine-et-Marne who received the mailing, 35% (3,068 individuals) did not participate in the guidance interview. In the same year the department of deliberated on 4,147 cases of possible suspension of benefits some of which date back to 2011. 36.5% of those cases (1,514 individuals) have effectively been

⁴Note that the mailing is not sent to the beneficiaries that already depend on the employment agency.

⁵Since a reminder notice is sent to them on the seventh day, technically the time limit of seven days to contact the case worker is not strictly observed. Suspension does not occur for households that slightly exceed this limit.

⁶More specifically, social needs such as the provision of child care and transportation, as well as the skill set and educational attainments, are assessed.

suspended from receiving benefits. The main reason was that the beneficiary failed to show up for the guidance interview; nearly 42% (636 individuals) of the cases of effective suspension are due to that justification. The other reasons for suspension are: commitment contract not signed, commitment contract not respected, commitment contract not renewed, and/or removal from the rolls of the national employment agency (called le Pole Emploi).⁷ The corresponding figures for the preceding year of 2011 were of the same order of magnitude, despite the fact that the flow of new entrants was greater. In that year 57% of the cases of effective suspension were due to the failure to partake in the guidance interview. In 2012 the rate of suspension appears to approach 20% (636 individuals on the 3,068 individuals who did not participate in the guidance interview have been suspended for this reason) despite the enhancement of the administrative controls.⁸

2.3 Non-take-up of social assistance benefits

As is the case for many social insurance programs, accurately measuring and modeling the take-up rate, which typically takes the form of the ratio of the number of actual beneficiaries to eligible households, is empirically challenging. The difficulty stems from the fact that while the quantity in the numerator is drawn from reliable administrative data, the corresponding quantity in the denominator is not usually available from that source. A common strategy to deal with this difficulty is to conduct surveys that hopefully are representative of the targeted, eligible population. One procedure is to link the two data sets together in order to estimate that ratio and conduct further empirical analysis. Another procedure is to retain the sampling structure of the survey, but import the relevant administrative data into the survey or collect all the relevant information directly in the survey.

With respect to the former social assistance regime (the RMI), Terracol's (2002) analysis suggested a non-take-up rate of 35%. Domingo and Pucci (2012) estimated a 50% non-take-up rate for the regime in 2010. These calculated rates mask great disparities between those estimated for the basic income support component, for which the rate was estimated to lie between 29% and 35% (Chareyron, 2014), and those estimated for the supplemental income support component, where the

⁷There is some overlap in the beneficiaries of the RSA and those of the Pole Emploi. Registration with the latter is required in order to access unemployment insurance benefits, and they also provide the active labour market policy programs. Members of the overlapping group likely had prior work experience.

⁸Note that this estimate may not be exact as some case of suspension may concern the beneficiaries of 2011.

rate was estimated to be 68%. In a similar vein, another study by Chareyron and Domingues (2016) estimated that in 2012, 18% of the eligible homeless population were not receiving benefits.⁹ Non-take-up appears to vary across income classes, with generally higher non-take-up rates observed at low income in the case of the basic income support benefit. This surprising observation, which is compatible with the one recently reported in Tempelman and Houkes-Hommes (2015) in the case of the Dutch Health Care Allowance, suggests that poorer households encounter important difficulties in accessing social insurance programs. On the other hand, in the case of the supplemental income support benefit, the non-take-up rate is lower for low income people, which corresponds to the usual link between utility and income.

Measuring and modeling the non-take-up give useful information to understand the phenomenon but may bring limited improvement in public policy recommendations. RCT is a relevant way to both test the effect of practical actions and bring new information on the phenomenon. But as RCT is generally conducted by an administrative operator it is difficult to affect the whole denominator of potential eligible households (except in the case of tax credit like for Bhargava and Manoli (2015)).

3 Research Design

3.1 Experimental sample

In order to understand the high rate of non-compliance on the part of beneficiaries, we conduct a randomized control trial. The field experiment takes place in the county of Seine-et-Marne. The Seine-et-Marne is situated in the east of Ile-de-France region (i.e. the metropolitan Paris area). There are 1.3 million inhabitants, which accounts for around 11% of the Ile-de-France area population.

Due to our inability to measure and model the overall take-up rate for social assistance benefits, our analysis does not involve the initial take-up rate at the point when potential beneficiaries first file their claims, i.e. the take-up rate relative to the inflow of beneficiaries. Instead we focus on one important facet, namely participation in the required interview and the establishment of a contract with the

⁹This population was not included in the previous estimates of non-take-up to the income support in France (Chareyron, 2014; Domingo and Pucci, 2012) and is generally not included in any estimates of non-take-up (?Riphahn, 2001; Tempelman and Houkes-Hommes, 2015).

agency in Seine-et-Marne an event that is observed with complete accuracy. To the extent that beneficiaries fail to follow through on these tasks, they risk being suspended to income benefits. When this event occurs, they are removed from the stock of beneficiaries while still remaining in the stock of would-be beneficiaries, thus lowering the take-up rate relative to the stock of potential beneficiaries.

The experiment that we carry out in this paper consists of an intervention that aims to improve participation in the guidance interview. To the extent that it meets this objective, the take-up rate relative to the stock of potential beneficiaries should increase, and public policy analysts can better understand the factors which contribute to the non-take-up phenomenon.

The sample for the field experiment consists of households from Seine-et-Marne who are entering the income support program between October 2014 and March 2015 (except beneficiaries depending initially on the employment agency pole *Emploi*). The sample is thus comprised of households eligible for the income support program. During the 6 months of the experiment, 4,032 households were followed of which 2,332 were headed by males and 1,700 were headed by females. The mean and the median ages were 35 years and 32 years, respectively. Age, sex and city of residence are the only characteristics that we know about the households.

3.2 Hypotheses

We formulate four hypotheses to explain why some beneficiaries do not follow the required process to stay in receipt of the benefits. First beneficiaries may have difficulties to understand the mailing because of reading difficulties or lack of attention. Second beneficiaries may have decided to claim for the benefit without knowing that they will be obliged to follow a complex process after the initial claim: they reassess their cost and stop to participate to the program when they realize what they have to do. Third the threat to suspend the beneficiaries that do not participate may be seen as non-credible by the beneficiaries. Finally the time between the start of the receipt and the interview may be so long that the household initially eligible is no more eligible at the time of the guidance interview. For sample size and research design possibility we test only the two first hypotheses.

3.3 Experimental conditions

The experiment has been launched in September 2014 in order to test the effects of the county's mailing contents on the participation to the guidance interview. Mailings have been sent by the services of the General Council of Seine-et-Marne by the usual way: the county sends invitation mailings to the new beneficiaries at each end of the month. The experiment thus consisted to conduct change in the content of the mailings.

Subjects in the experiment were either sent a control or one of the two treatment mailings. Mailing consisted of two components: a one page, one sided notice and an envelope in which the notice was contained. The notice informs the new beneficiary that he has to be followed by a single case worker and that he needs to contact him within 7 days. It presents the steps which have to be completed, their purpose and the sanction that was incurred in case of non-compliance.

The hypotheses that will be tested to understand the presence of households who do not participate to the guidance interview are related to informational frictions. Even informed about the existence of the income support program, households may have a false or inaccurate view of the eligibility validation process. By example, they may not be aware that the absence of signature to the commitment contract leads to the suspension of the receipt. Another explanation may be that they were not aware, at the moment of the claim, that some steps have to be followed after the claim in order to benefit of the program. In this case they will reevaluate upward their costs to participate and stop to participate actively. We test these assumptions with two different mailings derivate from the original one.¹⁰

We called the first mailing the simplified mailing. It tests whether information sent by the county are understood by the beneficiary. In this way we simplify and clarify the original mailing. The content is thus restricted to the more important information. Even if the information was present in the original mailing this simplification highlights the necessity of the process.

The second mailing is the appealing mailing. It tests whether the non-participation is driven by unexpected costs to benefit of the program. In this way it tries to increase the interest of the recipients for the program in order to incite them to

¹⁰The mailings sent by the General Council are official files which leads to particular constraints in their content and in their form.

follow the process. The mailing highlights both the existence of programs related to the receipt of the income support and the opportunity to be helped in the insertion process. It explicitly mentions that the beneficiary will be followed by a single social agent to develop a personalized program and it mentions also that the benefit of the income support opens related rights such as free public transport. The programs related to income support are not always known, as the one who permits to get free public transport in the Ile-de-France area (FGT).¹¹

Note that we do not change the appearance of the letters, which remains the same and is subject to legal constraints of shape. We update only the information they contain in order to assess the effects of a particular message on the behavior of take up of RSA.

We randomly assigned subjects to one of the three notices with equal sample weights. Households are then shared into three groups: those who receive original mailing, those who receive the simplified mailing and those who receive the appealing mailing. The causal effect of the information received is determined by comparing the participation rate of the three groups. Figure 1 shows that participation to the guidance interview happen between 0 and 69 days after the receipt of the mailing with a mean of 18 days.

Figure IV.1 shows that participation to the guidance interview happen between 0 and 69 days after the receipt of the mailing with a mean of 18 days. The long duration that exists for some household are mainly due to the fact that beneficiaries may wait a long time to be invited to guidance interview after they contact their case worker. In consequence it does not mean that the time limit of 7 days is not respected.

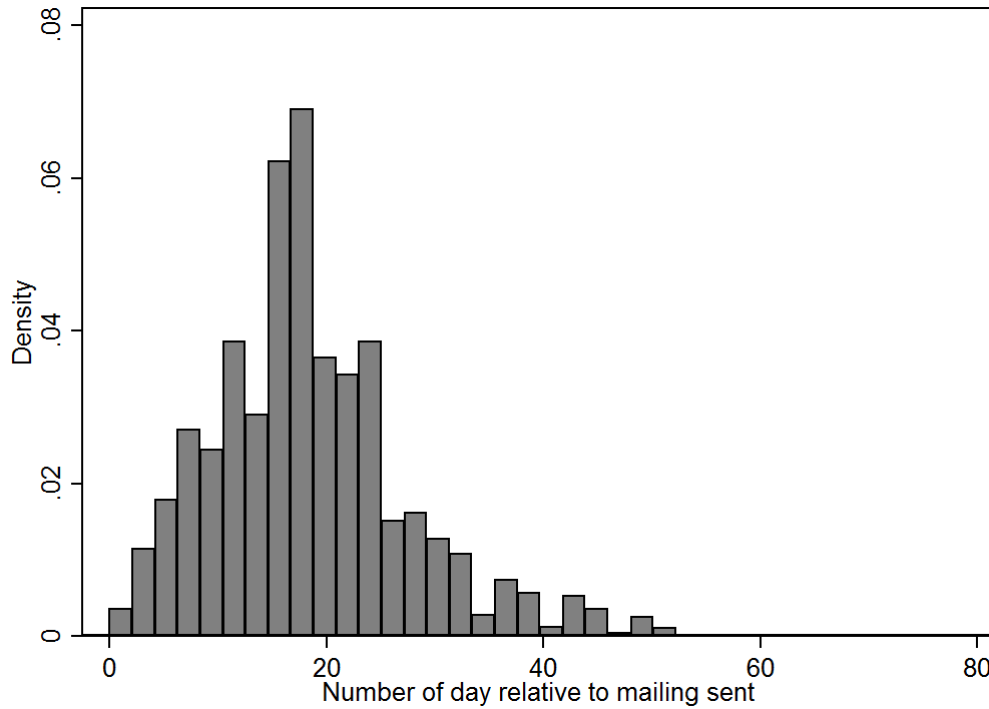
4 Results

4.1 Response to experimental treatments

Table IV.1 compares, for the control group, participation rate to the guidance interview by age and gender. Generally participation rate increases with age but does not vary with the gender of the respondent. 55% of the households in the control group participate to the guidance interview.

¹¹The results of a survey conducted in Seine-et-Marne have shown that 23% of households eligible to FGT are not aware of the existence of this program. (?)

Figure IV.1: Distribution of response time to the mailing for participants



Notes: This figures depicts the number of new entrants in the income support program who participate to the guidance interview each day following the sending of the mails.

Sources: Data were provided to the authors from the General council of Seine-et-Marne

Table IV.1: Participation rate of the control group by age and gender

	All	Males	Females
Younger than 28	53.8 (49.9)	55.3 (49.9)	52.8 (50.0)
28 or older	55.5 (49.7)	54.4 (49.8)	56.5 (49.6)
All	55.0 (49.7)	54.7 (49.8)	55.4 (49.7)

Note: This table presents participation rate of the control group by age and gender.

Table IV.2 presents differences in participation rate between control and test groups by age, gender and for the whole population. Difference in participation rates between households of the control and test groups are not significantly different for the whole population of the groups.¹² There appears to be however a strong effect of the appealing mailing on the men of less than 28 years. Receipt appealing mailing increases by 11.55 points the participation to the guidance interview of the men younger than 28. Participation rate of these households reaches almost 67% compared to 55% group for the control group which means a rise of nearly 22% of the participation.¹³

¹²Significancy levels are based on bilateral non-parametric tests of equality between two proportions.

¹³On the three samples, 259 respondent have unknown birth date. The appealing mailing increase by almost

Other participation rate comparisons do not show significant difference between test and control groups. None of the mailing appears to influence significantly women and men older than 28. The simplified mailing does not bring substantial increase in the participation rate. It must be noted that the estimation may lack of power and that even if comparisons were preplanned the results are not significant using the conservative Bonferonni correction for multiple comparisons. Thus even significant results have to be taken with caution and need to be confirmed.

Table IV.2: Participation rate comparisons

Pairwise comparisons	All	Male		Female	
		Younger than 28	28 and more	Younger than 28	28 and more
Simplified mailing	0.66 (1.92)	3.12 (5.94)	-1.36 (3.69)	0.57 (4.51)	0.00 (3.28)
Appealing mailing	1.32 (1.92)	11.55 (5.59)	-1.76 (3.62)	0.68 (4.54)	-2.44 (3.36)

Notes: This table presents differences between participation rate in the control group and participation rate in test groups. Bold characters mean that the difference is significant at the 5% level.

4.2 Interpretation

Our experiment leads to very different effects depending on the beneficiaries public. We found a strong and positive effect of the appealing mailing only for young men but no effect for women or older beneficiaries. Note that it is not unusual to find different results by age and sexes in informational RCT. For instance, Liebman and Luttmer (2015) found a stronger impact for women in their RCT targeted on older workers and information about key Social Security provisions. In order to interpret that result we seek for young men specificities on the labor market.

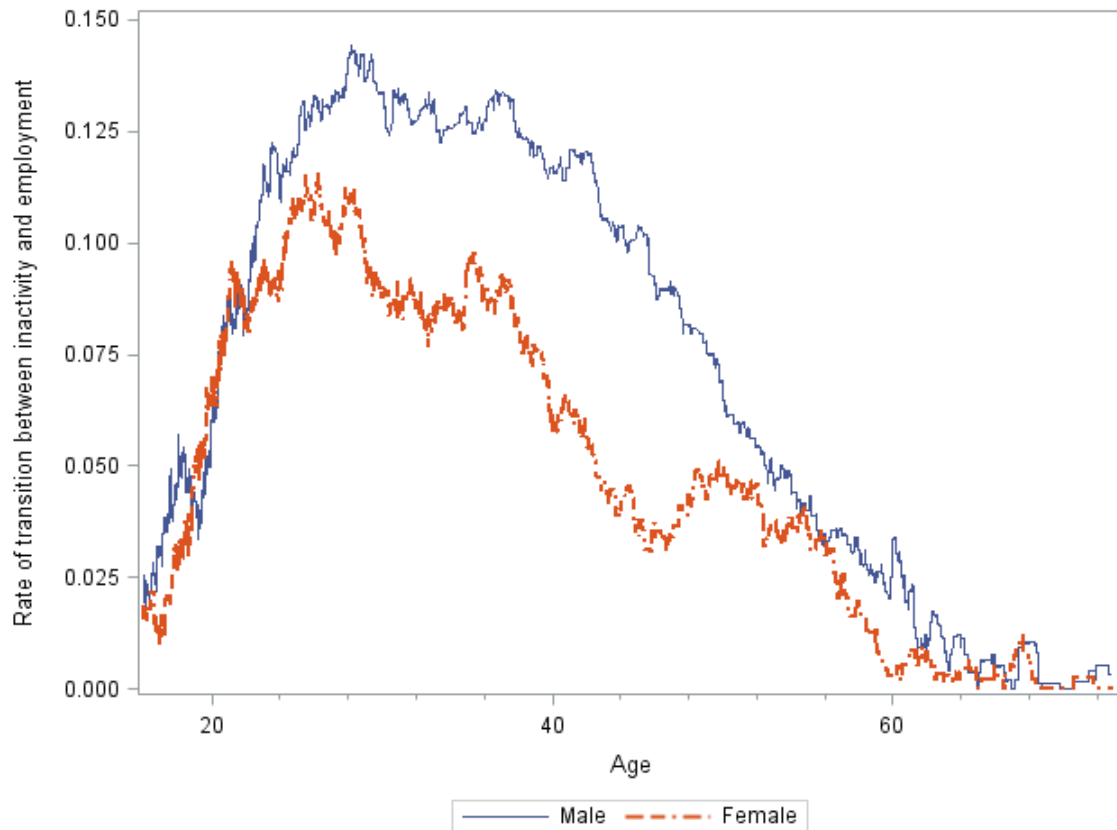
We turn to the French Labor Force Survey (LFS) for insight into why few information provide in the mailing lead to such large changes in participation for young men. Figure IV.2 presents variations of the rate of transition between inactivity and employment by age. The figure shows that the 14% maximal rate of transition is reached for men at 28 years old whereas the transition rate for women is generally lower and does not reach more than 11% on the maximum point. It shows that inactive young men is the part of the inactive population the closest from labor market. This may come from the fact that they are more often in capacity to look for a job because they have less health or family constraints and

10 points the participation rate of this group comparing with the control group which is significant at the 10% level.

are thus more often in capacity to work. This interpretation seems to be support by questions about the job search intensity of unemployed present in the Labor Force Survey. The Labor Force Survey shows a negative correlation between age and the number of advances made to find a job as well as the number of training followed by unemployed. When older job seekers follow training, it is more often for personal or social reasons than younger job seekers. It is likely that they are more interested and influenced by information relative to professional insertion than other inactive. The new information provided leads young men to reevaluate upward their utility to stay in the program which can offset the unexpected cost of the multistep process.

Non-participation does not appear to come from a problem of misunderstanding as shown by the absence of significant effect leads by the simplified mailing. This could be explained by the simplicity of the process as beneficiaries only need to contact their case worker. Furthermore, persons with serious reading or understanding difficulties may have been stopped at the stage of the claim to the income support program and may be quite rare in our population of beneficiaries.

Figure IV.2: Quarterly rates of transition between inactivity and employment in France 2012



Notes: Rates of transition are calculated for a moving segment of 500 households sort in ascendant order of age.
 Lecture: 14% of 28 years old inactive men in the third quarter of 2012 are in employment in the last quarter of 2012.
 Sources: Labor Force Survey 2012.

5 Conclusion

This study exploits the results of a field experiment conducted in order to disentangle the puzzle of the non-take-up of the French income support. We focused our attention on the exclusion of household from the program during the process following the entrance. We tested different explanatory hypotheses by sending different mailings set to randomly selected groups. We show that the mailing which informs about advantages related to the benefit of the income support program increases substantially the participation of young men. This result appears however to be restricted to this population because the effect is not significant on the whole population. We suggest that this contrasted result may be the consequence of the greater proximity of young men from the labor market compared to the rest of the population. The simplified mailing does not appear, however, to have significant effect on the participation.

We show that the take-up of social benefits can be substantially increased by

simple and costless actions and that incentives may be increased by informing about preexisting but unknown related advantages. However, depending on the advantages highlighted, the action may be more effective on some part of the population. In any case these results advocates for giving more information about the set of advantages related to a social program.

While most of the research on the issue of non-take up brings the explanation to the beneficiaries, another teaching of this experiment is to confirm that there may also be a special responsibility for the supply side of the social assistance. The quality of the information transmitted to the people and the reaction times of the administration contribute to feed the non-take-up. Information better suited to the needs of the people is therefore likely to improve their access to social assistance. Our experimentation indicates that this is not a secondary aspect. A small improvement in information could have very important effects on the take-up of certain populations. The estimation suffers from a lack of power and the results - particularly those obtained on subpopulations - need to be confirmed by new experiments. Furthermore, a limitation come from the fact that some mean-tested benefits have not the same kind of related programs and constraints than the French income support. The external validity of the results has thus to be confirmed. We can also wonder whether some part of the non-participation come from other explanations that we cannot test at this step. First it would be interesting to assess if the threat of suspension in case of non-participation is perceived as credible by beneficiaries. Second a part of the explanation may come from a supply effect which is that the general council take a long time to invite beneficiaries to the guidance interview after they contacted their case worker .

6 Appendix

Figure IV.3: Control Mailing

DIRECTION GENERALE ADJOINTE DE LA SOLIDARITE
Direction de l'Insertion, de l'Habitat et de la Cohésion Sociale
Service de l'Insertion Professionnelle

«Civilité» «Nom_dUsage» «Prenom»
«Adresse»
«CP» «Commune»

Melun, le

«Civilité_complète»,

Vous bénéficiez du revenu de solidarité active (R.S.A.).
Aussi, vous devez être accompagné(e) par un référent unique afin d'élaborer vos démarches d'insertion socioprofessionnelle.

A ce titre, l'Association d'Accompagnement Vers l'Emploi nommée ci-dessous devient votre référent unique. Vous devez impérativement prendre contact avec cette structure dans un délai maximum de 7 jours.

«Nom_AAVE»
«Adresse_AAVE»
«CP_AAVE» «Commune_AAVE»
«Tél_AAVE»

Un rendez-vous vous sera proposé afin de déterminer l'accompagnement le plus adéquat et de répondre à l'obligation de contractualisation à laquelle vous êtes soumis (e).

Aussi, en cas d'empêchement, ou si vous n'êtes plus bénéficiaire du R.S.A, je vous remercie de l'indiquer à cette même structure.

Je vous rappelle que le Président du Conseil général se verrait dans l'obligation d'engager une procédure de suspension du versement de votre allocation R.S.A si vous ne répondiez pas à cette obligation.

Je vous prie d'agréer, «Civilité_complète», l'expression de mes sincères salutations.

Pour le Président du Conseil général,
et par délégation,

Figure IV.4: Simplified Mailing

DIRECTION GENERALE ADJOINTE DE LA SOLIDARITE
Direction de l'Insertion, de l'Habitat et de la Cohésion Sociale
Service de l'Insertion Professionnelle

«Civilité» «Nom_dUsage» «Prenom»
«Adresse»
«CP» «Commune»

Melun, le

«Civilité_complète»,

Vous bénéficiez du revenu de solidarité active (R.S.A.).

Pour continuer à le percevoir, vous devez impérativement
contacter cette structure dans les 7 jours.

«Nom_AAVE»
«Adresse_AAVE»
«CP_AAVE» «Commune_AAVE»
«Tél_AAVE»

Un rendez-vous vous sera alors proposé afin de vous présenter
l'accompagnement auquel vous avez droit et vous faire signer le contrat
d'engagement.

En cas d'empêchement, ou si vous n'êtes plus bénéficiaire du R.S.A, je
vous remercie de l'indiquer à cette même structure.

Je vous rappelle que le Président du Conseil général se verrait dans
l'obligation d'engager une procédure de suspension du versement de
votre allocation R.S.A si vous ne répondez pas à cette obligation.

Je vous prie d'agréer, «Civilité_complète», l'expression de mes
sincères salutations.

Pour le Président du Conseil général,
et par délégation,

Figure IV.5: Appealing Mailing

DIRECTION GENERALE ADJOINTE DE LA SOLIDARITE
Direction de l'Insertion, de l'Habitat et de la Cohésion Sociale
Service de l'Insertion Professionnelle

«Civilité» «Nom_dUsage» «Prenom»
«Adresse»
«CP» «Commune»

Melun, le

«Civilité_complète»,

Vous bénéficiez du revenu de solidarité active (R.S.A.).

Vous avez donc droit à un **accompagnement personnalisé** afin de vous aider dans votre insertion professionnelle et sociale. Un référent unique vous sera attribué pour élaborer votre parcours personnalisé.

Je vous rappelle également que le bénéfice du RSA vous ouvre des droits connexes comme la gratuité des transports en commun.

Pour continuer à percevoir le RSA et bénéficier de cet accompagnement, vous devez impérativement contacter cette structure dans les 7 jours.

«Nom_AAVE»
«Adresse_AAVE»
«CP_AAVE» «Commune_AAVE»
«Tél_AAVE»

Un rendez-vous vous sera alors proposé afin de vous présenter l'accompagnement et vous faire signer le contrat d'engagement.

En cas d'empêchement, ou si vous n'êtes plus bénéficiaire du R.S.A, je vous remercie de l'indiquer à cette même structure.

Je vous rappelle que le Président du Conseil général se verrait dans l'obligation d'engager une procédure de suspension du versement de votre allocation R.S.A si vous ne répondiez pas à cette obligation.

Je vous prie d'agréer, «Civilité_complète», l'expression de mes sincères salutations.

Pour le Président du Conseil général,
et par délégation,

DEPARTEMENT DE SEINE-ET-MARNE
D.G.A.S./D.I.H.C.S. – Service insertion professionnelle
HÔTEL DU DEPARTEMENT
CS 50377
77010 – MELUN Cedex
☎ : 01.64.14.60.69
📠 : 01.64.14.60.66

Conclusion générale

L'ambition de cette thèse était de contribuer à la compréhension du non-recours en abordant des problématiques, des dispositifs et des populations peu ou pas étudiés jusqu'à présent. La contribution de notre travail de thèse réside à la fois dans l'identification d'un effet non linéaire du revenu et d'effets spatiaux sur le recours mais également dans l'étude d'une population qui se trouvait hors du champ des études françaises comme internationales jusqu'à présent : les sans-domicile. L'apport de la thèse est enfin de mettre en lumière la présence de sorties importantes du RSA lors du processus d'orientation et de proposer des actions pour réduire ces sorties. Après avoir rappelé les principaux résultats de ce travail de thèse, nous indiquons les limites et les perspectives de nos travaux.

Principaux résultats

Non-recours au RSA « socle seul » En France depuis l'instauration du RSA l'attention s'était principalement portée sur la partie « activité » du dispositif. Un taux de non-recours particulièrement élevé, dû à la faiblesse des montants généralement perçus, avait été mis en lumière. Dans le chapitre 1 nous étendons l'analyse au RSA « socle seul ». Nous confirmons la présence d'un taux de non-recours substantiel à ce programme et nous soulignons une différence importante avec le non-recours au RSA « activité » : les non-recourants ont, en moyenne, droit à des montants importants d'aide, ce qui signifie également que le taux de non-recours touche fortement la partie la plus pauvre des éligibles. Contrairement aux résultats de Tempelman and Houkes-Hommes (2015) l'estimation n'indique pas la présence d'un effet positif du revenu sur le non-recours. La proportion élevée de non-recours pour les ménages les plus pauvres apparaît s'expliquer principalement par l'absence de contact préalable avec la CNAF. L'analyse met également

en lumière le manque préjudiciable d'information sur les biens possédés par les ménages. Ces biens semblent permettre d'expliquer une partie du non-recours des ménages pauvres.

Non-recours des sans-domicile Le chapitre 2 est la première analyse du non-recours des sans-domicile effectuée à un niveau national. Le champ des études françaises et internationales sur le non-recours portait jusqu'à présent uniquement sur les ménages résidant dans des logements conventionnels. Les données utilisées dans ces différentes études ne sont en effet pas représentatives des personnes ou des ménages qui vivent dans des logements atypiques comme les caravanes, les hôtels, les centres d'hébergements ou les abris de fortune. Dans le chapitre 2 nous avons estimé le taux ainsi que les déterminants du non-recours au RSA « socle seul » des sans-domicile. Pour cela nous avons utilisé une enquête représentative de cette population sur l'ensemble du territoire français. Le taux de non-recours des sans-domicile apparaît significativement inférieur à celui de la population générale. Cette différence généralement valable pour un même niveau de revenu pourrait traduire les plus faibles ressources détenues par les sans-domicile. Les sans-domicile ont notamment peu d'actifs et ont donc une plus forte utilité à demander l'aide. Il existe cependant une forte hétérogénéité des sans-domicile vis-à-vis du non-recours. Il est ainsi remarquable d'observer que, comme pour la population générale, les sans-domicile les plus pauvres sont les plus fortement touchés par le non-recours. À la différence de la population générale, l'effet non linéaire du revenu (effet positif jusqu'à un certain point et ensuite effet négatif sur le recours) est identifié par l'estimation. L'accès préalable à la CAF par le biais des prestations familiales reste cependant un déterminant important. Ces résultats montrent l'importance des coûts subits par les plus pauvres pour bénéficier des aides sous conditions de ressources. Le terme général de « coûts » peut retranscrire différents mécanismes, nous proposons 4 interprétations. Premièrement, les plus pauvres peuvent posséder des caractéristiques particulières qui augmentent leur propension à avoir de bas revenus et à ne pas recourir aux aides. Ils peuvent ainsi avoir une plus grande difficulté à réaliser un arbitrage coût/bénéfice, connaître des barrières psychologiques particulières comme la procrastination, des contraintes cognitives ou des difficultés à agir de façon optimale (Baicker et al., 2012). Deuxièmement, les plus pauvres peuvent atteindre un niveau de désocialisation qui rend leur recours

aux aides plus difficile. Les individus les plus pauvres sont plus isolés du reste de la société et sont donc plus suspicieux et moins informés des politiques d'aides. Troisièmement les coûts peuvent provenir de contraintes techniques particulières comme la possession d'un compte bancaire. Finalement la peur de devoir rembourser les indus en cas de mauvaise déclaration peut inciter (particulièrement) les plus pauvres à ne pas demander l'aide.

Analyse spatiale du non-recours Dans le chapitre 3 nous montrons la présence d'effets liés aux caractéristiques spatiales dans le non-recours à un programme d'aide à l'accès au transport : le Forfait Gratuité Transport (FGT). L'étude utilise une enquête qui permet de connaître la commune de résidence des ménages et de déterminer leur éligibilité à l'aide. L'enquête permet également de différencier les déterminants de la non-connaissance et de la non-demande du programme. Les résultats montrent que l'éloignement aux transports en commun réduit la propension des ménages à demander le FGT. Par ailleurs, la connaissance de l'existence du dispositif est influencée par le nombre de ménages connaissant eux-même le dispositif dans le voisinage du ménage, ce qui suggère la présence d'effets de réseau dans la diffusion de l'information. De tels effets de réseau n'ont en revanche pas pu être identifié dans la demande du programme.

Accroître le recours aux dispositifs sociaux Le chapitre 4 présente les résultats d'une expérimentation réalisée sur les entrants dans le dispositif du RSA. Suite à leur entrée dans le dispositif les bénéficiaires du RSA doivent suivre un processus qui vise à faciliter leur insertion professionnelle et sociale. Nous montrons dans un premier temps qu'une partie importante des néo-entrants ne se présentent pas aux étapes qui jalonnent le parcours des bénéficiaires du RSA. Ils sont ainsi seulement 55% à participer au questionnaire d'orientation qui déterminera le type de suivi dont ils bénéficieront. Ces ménages sont alors susceptibles d'augmenter le non-recours en voyant leur allocation suspendue. Pour comprendre ce phénomène et déterminer des actions permettant de le réduire nous avons envoyé des courriers différenciés à chaque groupe sélectionné de manière aléatoire. Nous montrons que l'ajout d'informations sur les aides connexes au RSA et sur les avantages non-monnaires liés à sa perception augmente fortement la participation des jeunes hommes. L'envoi d'un courrier simplifié n'a en revanche pas d'effet significatif sur la participation au questionnaire.

Limites et perspectives

Mieux comprendre les conditions de vie des non-recourants Notre analyse a fait apparaître l'existence de ménages non-recourants aux revenus pourtant très faibles. Si la présence de coûts très importants peut permettre d'expliquer ce phénomène, la question de la subsistance de ces ménages se pose. L'« enquête quantitative sur le RSA » utilisée pour analyser le non-recours au RSA de la population générale française donne très peu d'informations sur les ressources (patrimoine, aides en nature, emplois informels...) que pourraient utiliser les ménages pour subsister avec des revenus très faibles voire nuls. Concernant le non-recours des sans-domicile l'« enquête auprès des personnes fréquentant les services d'hébergement et les distributions de repas chauds » fournit plus de détail et l'analyse a montré que les revenus du travail informel et les aides en nature apparaissent pouvoir en partie se substituer aux revenus provenant du RSA. Il serait intéressant de pouvoir disposer pour la population générale du même type d'informations augmentées d'informations sur le patrimoine des ménages pour tester si ces ressources peuvent expliquer le paradoxe d'un non-recours élevé pour des ménages aux revenus très faibles.

Disposer d'informations exactes Les trois premiers chapitres utilisent des données d'enquête pour étudier le non-recours. Les données provenant d'enquêtes ont l'inconvénient de ne pas assurer l'exactitude des déclarations effectuées. Dans chacun des chapitres concernés des tests de sensibilité à l'exactitude de ces déclarations ont été effectués. Les résultats savèrent peu sensibles à une mauvaise déclaration, notamment, des revenus. Il serait pourtant profitable de pouvoir disposer d'informations provenant de données administratives dans les prochaines études sur le non-recours pour confirmer les résultats de cette thèse.

Mieux comprendre l'effet des interactions sociales sur le non-recours Notre analyse a montré que la connaissance du dispositif par un ménage était influencée par le nombre de ménages connaissant le dispositif dans son voisinage ce qui suggère la présence d'effets de réseau. L'influence de ces effets de réseau n'a en revanche pas pu être identifiée dans la demande du dispositif. La précision de l'unité géographique utilisée pour l'analyse est la commune. L'identification d'effets de réseau peut dépendre de l'échelle utilisée, il faudrait donc étudier l'in-

fluence de ces effets à des échelles différentes (quartiers, cantons, départements...). D'autre part il n'est pas possible d'exclure que les effets de voisinage identifiés dans la connaissance du programme proviennent d'un effet contextuel. La présence d'effets de réseau dans la connaissance du programme reste donc à confirmer par des recherches futures.

Bibliographie

- Acorn, S. (1993). Emergency shelters in Vancouver, Canada. *Journal of Community Health* 18, 283–291.
- Aizer, A. and J. Currie (2004). Networks or neighborhoods ? Correlations in the use of publicly-funded maternity care in California. *Journal of Public Economics* 88, 2573–2585.
- Akerlof, G. (1997). Social distance and social decisions. *Econometrica* 65, 1005–1028.
- Akerlof, G. A. and R. E. Kranton (2000). Economics and identity. *Quarterly Journal of Economics* 115, 715–753.
- Akerlof, G. A. and R. E. Kranton (2005, January). Identity and the Economics of Organizations. *Journal of Economic Perspectives* 19, 9–32.
- Anderson, P. M. and B. D. Meyer (1997). Unemployment insurance takeup rates and the after-tax value of benefits. *Quarterly Journal of Economics* 112, pp. 913–937.
- Anne, D. and S. Chareyron (2017). Une analyse spatiale du non-recours aux dispositifs sociaux. *Revue d’Economie Politique*, forthcoming.
- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics : Methods and Models*. Springer Science and Business Media.
- Baicker, K., W. J. Congdon, and S. Mullainathan (2012). Health insurance coverage and take-up : Lessons from behavioral economics. *Milbank Quarterly* 90, 107–134.
- Bargain, O., H. Immervoll, and H. Viitamäki (2012, September). No claim, no

- pain. Measuring the non-take-up of social assistance using register data. *Journal of Economic Inequality* 10, 375–395.
- Baumont, C. (2009). Spatial effects of urban public policies on housing values. *Papers in Regional Science* 88, 301–326.
- Begin, P. (1996). *Homelessness in Canada*. Ottawa : Library of Parliament Research Branch.
- Bertrand, M., E. F. P. Luttmer, and S. Mullainathan (2000). Network effects and welfare cultures. *Quarterly Journal of Economics* 115, 1019–1055.
- Bertrand, M., S. Mullainathan, and E. Shafrir (2006, March). Behavioral Economics and Marketing in Aid of Decision Making Among the Poor. *Journal of Public Policy & Marketing* 25(1), 8–23.
- Besley, T. and S. Coate (1992, July). Understanding welfare stigma : Taxpayer resentment and statistical discrimination. *Journal of Public Economics* 48, 165–183.
- Bettinger, E. P., B. T. Long, P. Oreopoulos, and L. Sanbonmatsu (2012). The role of application assistance and information in college decisions : Results from the h&r block fafsa experiment. *The Quarterly Journal of Economics*.
- Bhargava, S. and D. Manoli (2015). Psychological frictions and the incomplete take-up of social benefits : Evidence from an irs field experiment. *American Economic Review* 105, 3489–3529.
- Blank, R. M. and P. Ruggles (1996). When Do Women Use Aid to Families with Dependent Children and Food Stamps ? The Dynamics of Eligibility Versus Participation. *Journal of Human Resources* 31, 57–89.
- Blundell, R., V. Fry, and I. Walker (1988). Modelling the take-up of means-tested benefits : The case of housing benefits in the united kingdom. *The Economic Journal* 98, pp. 58–74.
- Borjas, G. J. (1995). Ethnicity, neighborhoods, and human-capital externalities. *The American Economic Review* 85, 365–390.
- Bourguignon, F. (2011). Rapport final. Rapport, Comité national d'évaluation du RSA.

- Bramley, G., S. Lancaster, and D. Gordon (2000). Benefit take-up and the geography of poverty in scotland. *Regional Studies* 34, 507–519.
- Brousse, C. (2006, December). Le réseau daide aux sans-domicile : un univers segmenté. *Economie et Statistique*, 15–34.
- Brueckner, J. K. and Y. Zenou (2003). Space and unemployment : The labor market effects of spatial mismatch. *Journal of Labor Economics* 21, pp. 242–262.
- Case, A. (1992). Special issue space and applied econometrics neighborhood influence and technological change. *Regional Science and Urban Economics* 22, 491 – 508.
- CERC (1986). Le veuvage avant soixante ans : ses conséquences financières. 1. les premiers mois du veuvage. Technical Report 81.
- Chareyron, S. (2014). Le non-recours au RSA « socle seul » : l’hypothèse du patrimoine. Technical report.
- Chareyron, S. and P. Domingues (2015). Take-up of Social Assistance Benefits : The Case of Homeless. Technical report, TEPP.
- Chareyron, S. and P. Domingues (2016). Take-up of Social Assistance Benefits : the case of the French Homeless. *Review of Income and Wealth*, forthcoming.
- Chetty, R., J. N. Friedman, and E. Saez (2013). Using differences in knowledge across neighborhoods to uncover the impacts of the eite on earnings. *American Economic Review* 103, 2683–2721.
- Chetty, R. and E. Saez (2013). Teaching the tax code : Earnings responses to an experiment with eite recipients. *American Economic Journal : Applied Economics* 5, 1–31.
- Collombet, C. (2014). Laccès aux droits et le non-recours dans la branche Famille de la Sécurité Sociale. *Dossier d’Etude* (173).
- Costa-Font, J. and F. Cowell (2015). Social identity and redistributive preferences : A survey. *Journal of Economic Surveys* 29, 357–374.
- Currie, J. (2004, May). The take up of social benefits. Working paper, National Bureau of Economic Research.

- Currie, J. (2006). The Take-up of Social Benefits. In *Public Policy and the Income Distribution* (New York : Russell Sage Foundation ed.), pp. 80–148. Alan J. Auerbach, David Card, and John M. Quigley.
- Dall’erba, S. and J. Le Gallo (2008). Regional convergence and the impact of european structural funds over 1989-1999 : A spatial econometric analysis. *Papers in Regional Science* 87, 219–244.
- Daponte, B. O., S. Sanders, and L. Taylor (1999). Why Do Low-Income Households not Use Food Stamps? Evidence from an Experiment. *Journal of Human Resources* 34(3), 612.
- de Matos, M. G. and S. Wilhelm (2015, September). spatialprobit : Spatial Probit Models.
- Department for Work and Pensions (2016). Income-Related Benefits : Estimates of Take-up. Technical report.
- Deri, C. (2005, November). Social networks and health service utilization. *Journal of Health Economics* 24, 1076–1107.
- Dmitrijeva, J., F. Fremigacci, and Y. LHorty (2015, August). Le paradoxe des nouvelles politiques d’insertion. *Revue d’économie politique* Vol. 125, 475–498.
- Domingo, P. and M. Pucci (2012). Le non-recours au revenu de solidarité active. Annexe 1 du rapport du comité national d’évaluation du rsa.
- Domingo, P. and M. Pucci (2014). Impact du non-recours sur l’efficacité du RSA activité seul. *Economie et Statistique*, 117–140.
- Duclos, J.-Y. (1995, November). Modelling the take-up of state support. *Journal of Public Economics* 58, 391–415.
- Duclos, J.-Y. (1997, February). Estimating and Testing a Model of Welfare Participation : The Case of Supplementary Benefits in Britain. *Economica* 64, 81–100.
- Duflo, E. and E. Saez (2002). Participation and investment decisions in a retirement plan : the influence of colleagues choices. *Journal of Public Economics* 85, 121 – 148.

- Duflo, E. and E. Saez (2003). The role of information and social interactions in retirement plan decisions : Evidence from a randomized experiment. *Quarterly Journal of Economics* 118(3), 815–842.
- Duguet, E., Y. L'Horty, and F. Sari (2009, June). Sortir du chômage en Île-de-France. *Revue économique* 60, 979–1010.
- Finn, D. J. and J. Goodship (2014). *Take-up of benefits and poverty : an evidence and policy review*. Centre for Economic and Social Inclusion.
- Franzese, R. J., J. C. Hays, and L. M. Schaffer (2010). Spatial, Temporal, and Spatiotemporal Autoregressive Probit Models of Binary Outcomes : Estimation, Interpretation, and Presentation. SSRN Scholarly Paper, Social Science Research Network, Rochester, NY.
- Frick, J. R. and O. Groh-Samberg (2007). To Claim or Not to Claim : Estimating Non-take-up of Social Assistance in Germany and the Role of Measurement Error. Technical report.
- Glaeser, E. L., B. Sacerdote, and J. A. Scheinkman (1996). Crime and Social Interactions. *Quarterly Journal of Economics* 111, 507–48.
- Goux, D. and E. Maurin (2007, October). Close Neighbours Matter : Neighbourhood Effects on Early Performance at School. *Economic Journal* 117, 1193–1215.
- Harris, R. and V. Kravtsova (2009). In Search of W. SERC Discussion Paper, Spatial Economics Research Centre, LSE.
- Hastings, J. S. and J. M. Weinstein (2008). Information, school choice, and academic achievement : Evidence from two experiments. *The Quarterly Journal of Economics* 123(4), 1373–1414.
- Hernanz, V., F. Malherbet, and M. Pellizzari (2004, March). Take-Up of Welfare Benefits in OECD Countries : A Review of the Evidence. Oecd social, employment and migration working papers, OECD Publishing.
- Internal Revenue Service (2002, January). Participation in the Earned Income Tax Credit Program for Tax Year 1996. Technical report, Washington, D.C.

- Internal Revenue Service (2009). Earned Income Tax Credit Participation Rate for Tax Year 2005. Technical report, Washington, D.C.
- Jencks, C. and S. E. Mayer (1989). *The Social Consequences of Growing Up in a Poor Neighborhood : A Review*. Center for Urban Affairs and Policy Research, Northwestern University.
- Jones, D. (2010, April). Information, preferences, and public benefit participation : Experimental evidence from the advance eitc and 401(k) savings. *American Economic Journal : Applied Economics* 2(2), 147–63.
- Kain, J. F. (1968). Housing Segregation, Negro Employment, and Metropolitan Decentralization. *Quarterly Journal of Economics* 82, 175–197.
- Keane, C. and T. Callan (2008). Non take up of means-tested benefits : National Report for Ireland. Technical report.
- Klier, T. and D. P. McMillen (2008, October). Clustering of Auto Supplier Plants in the United States. *Journal of Business & Economic Statistics* 26, 460–471.
- Kreider, B. and S. Nicholson (1997). Health insurance and the homeless. *Health Economics* 6, 31–41.
- Le Gallo, J. (2002, October). Économétrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire. *Economie & prévision n° 155*, 139–157.
- Le Gallo, J. (2004). Hétérogénéité spatiale : principes et méthodes. *Économie et Prévision* 162, 151–172.
- Lee, S.-Y. (2009). Bias from Misspecified Spatial Weight Matrices in SAR Models : Theory and Simulation Studies. Working papers, Francisco State University.
- LeSage, J. P. (2000, January). Bayesian Estimation of Limited Dependent Variable Spatial Autoregressive Models. *Geographical Analysis* 32, 19–35.
- Lesage, J. P. and K. R. Pace (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. CRC Press,.
- Lewin, K. and D. Cartwright (1951). *Field Theory in Social Science : Selected Theoretical Papers* (New York : Harper and Row ed.).

- L'Horty, Y., E. Duguet, and F. Sari (2015). Les effets de la crise sur les disparités locales de sortie du chômage : une première exploration en Rhône-Alpes. TEPP Research Report, TEPP.
- L'Horty, Y. and F. Sari (2013, December). Le Grand Paris de l'emploi : l'extension des infrastructures de transport peut-elle avoir des effets positifs sur le chômage local ? *Revue d'Économie Régionale & Urbaine* août, 461–489.
- Liebman, J. B. and E. F. P. Luttmer (2015, February). Would people behave differently if they better understood social security ? evidence from a field experiment. *American Economic Journal : Economic Policy* 7(1), 275–99.
- Madrian, B. C. and D. F. Shea (2001). The power of suggestion : Inertia in 401(k) participation and savings behavior. *Quarterly Journal of Economics* 116(4), 1149–1187.
- Manski, C. F. (2000, August). Economic Analysis of Social Interactions. *Journal of Economic Perspectives* 14, 115–136.
- Math, A. and W. van Oorschot (1996). La question du non-recours aux prestations sociales. *Recherches et prévisions* 43, 5–17.
- McCarthy, B. (1995). *On the Streets : Youth in Vancouver*. Victoria : British Columbia Ministry of Social Services.
- McGarry, K. (1996). Factors determining participation of the elderly in supplemental security income. *Journal of Human Resources* 31, 331–358.
- McMillen, D. (2013, May). McSpatial : Nonparametric spatial data analysis.
- McMillen, D. P. (1992). Probit with Spatial Autocorrelation. *Journal of Regional Science* 32, 335–348.
- Moffitt, R. (1983, December). An Economic Model of Welfare Stigma. *American Economic Review* 73, 1023–35.
- Neumann, U. and M. Hertz (1998). *Verdeckte Armut in Deutschland : Forschungsbericht im Auftrag der Friedrich-Ebert-Stiftung*. ISL, Inst. für Sozialberichterstattung und Lebenslagenforschung.
- O'Donoghue, T. and M. Rabin (1999). Doing it now or later. *American Economic Review* 89, 103–124.

Okbani, N. (2013). Le non-recours au RSA activité : étude exploratoire en Gironde.

Dossier études.

Okbani, N. (2014). Le non-recours au RSA activité et les mécanismes d'accès au droit : «non-choix» et arbitrages des usagers face au RSA activité et aux services de la Caf. *Dossier d'Etude* (173), 41–62.

Pinkse, J. and M. E. Slade (1998). Contracting in space : An application of spatial statistics to discrete-choice models. *Journal of Econometrics* 85, 125–154.

Pudney, S., M. Hernandez, and R. Hancock (2007). The welfare cost of means-testing : pensioner participation in income support. *Journal of Applied Econometrics* 22, 581–598.

Rege, M., K. Telle, and M. Votruba (2012). Social interaction effects in disability pension participation : Evidence from plant downsizing. *Scandinavian Journal of Economics* 114, 1208–1239.

Riphahn, R. T. (2001, September). Rational Poverty or Poor Rationality? The Take-Up Study of Social Assistance Benefits. *Review of Income and Wealth* 47, 379–98.

Saez, E. (2009). Details matter : The impact of presentation and information on the take-up of financial incentives for retirement saving. *American Economic Journal : Economic Policy* 1, 204–28.

Schoeni, R. F. and P. Koegel (1998). Economic resources of the homeless : evidence from los angeles. *Contemporary Economic Policy* 16, 295–308.

Scholz, J. K. (1994). The earned income tax credit : Participation, compliance, and antipoverty effectiveness. Technical report.

Shang, Q. (2013). Endogenous neighborhood effects on welfare participation. *Empirical Economics* 47, 639–667.

Siguret, I. (2015, December). Les foyers bénéficiaires du rsa. *RSA conjoncture* (12).

Smirnov, O. A. (2010, September). Modeling spatial discrete choice. *Regional Science and Urban Economics* 40, 292–298.

- Smith, T. E. and J. P. LeSage (2004, January). A bayesian probit model with spatial dependencies. In *Spatial and Spatiotemporal Econometrics*, Volume 18 of *Advances in Econometrics*, pp. 127–160. Emerald Group Publishing Limited.
- Tempelman, C. and A. Houkes-Hommes (2015). What stops dutch households from taking up much needed benefits? *Review of Income and Wealth*.
- Terracol, A. (2002). Coûts de perception et taux de non-recours aux prestations sous conditions de ressources. *Les cahiers de la MSE, série blanche n 2002.07*.
- Thibault, F. (2014). Ambitions et évaluation du Revenu de solidarité active. *Economie et Statistique* (467-468), 51–59.
- Wang, H., E. M. Iglesias, and J. M. Wooldridge (2013, January). Partial maximum likelihood estimation of spatial probit models. *Journal of Econometrics* 172, 77–89.
- Warlick, J. L. (1982). Participation of the Aged in SSI. *The Journal of Human Resources* 17(2), 236.
- Wilhelmsson, M. (2002). Spatial Models in Real Estate Economics. *Housing, Theory and Society* 19, 92–101.
- Yaouancq, F., A. Lebrère, M. Marpsat, V. Régnier, S. Legleye, and M. Quaglia (2013). L’hébergement des sans-domicile en 2012 - des modes d’hébergements différents selon les situations familiales. *INSEE Première*.

Liste des figures

I.1	Distribution du non-recours en fonction du revenu par unité de consommation avant RSA	22
I.2	Distribution du niveau de vie des non-recourants et des bénéficiaires avant RSA	35
II.1	Non-take-up rate and income by consumption unit for homeless . .	50
II.2	Upper bound of the confidence interval of the distribution of non-take-up rate by income per consumption unit (ICU) for the homeless population (blue) and the lower bound of the distribution for the general population (red)	61
III.1	Fonction de répartition des ménages de l'enquête selon leur éloignement au seuil d'éligibilité :	73
IV.1	Distribution of response time to the mailing for participants	102
IV.2	Quarterly rates of transition between inactivity and employment in France 2012	105
IV.3	Control Mailing	107
IV.4	Simplified Mailing	108
IV.5	Appealing Mailing	109

Liste des tableaux

I.1	Eligibilité simulée et bénéfice du RSA «socle seul»	16
I.2	Répartition des bénéficiaires et des non-bénéficiaires par tranche de droit simulé	17
I.3	Taux de non-recours au RSA «socle seul» (en %)	21
I.4	Taux de non-recours selon les caractéristiques des ménages	21
I.5	Moyennes des caractéristiques des ménages bénéficiaires et non-recourants	23
I.6	Estimations de la probabilité de recours au RSA socle (modèles probit)	28
I.7	Estimations de la probabilité de recours au RSA socle pour différentes sous-populations	31
I.8	Estimations sur différents échantillons et avec différents découpages du niveau de vie	32
II.1	Distribution of take-up rate by segment of simulated entitlements .	47
II.2	Non-take-up rate: Baseline and sensitivity analysis	48
II.3	Non-take-up rate among the homeless by characteristics	50
II.4	Estimation Results, Dependent Variable is Take-Up of the Income Support	54
II.5	Robustness Checks, Dependent Variable is Take-Up of the Income Support	58
III.1	Statistiques descriptives sur les ménages éligibles au FGT	76
III.2	Coefficients estimés de la non-connaissance du FGT	81
III.3	Coefficients estimés de la non-demande du FGT :	82
III.4	Test de sensibilité du coefficient d'autocorrélation spatiale pour la connaissance du "Forfait Gratuité Transport".	87

III.5 Test de sensibilité du coefficient d'autocorrélation spatiale pour la non-demande du "Forfait Gratuité Transport"	87
IV.1 Participation rate of the control group by age and gender	102
IV.2 Participation rate comparisons	103