

Le non-recours au RSA “ socle seul ” : l’hypothèse du patrimoine

Sylvain Chareyron

► **To cite this version:**

Sylvain Chareyron. Le non-recours au RSA “ socle seul ” : l’hypothèse du patrimoine. 2014. halshs-01100358

HAL Id: halshs-01100358

<https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-01100358>

Submitted on 6 Jan 2015

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

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



**Le non-recours au RSA « socle seul » :
l'hypothèse du patrimoine**

SYLVAIN CHAREYRON

www.tepp.eu

TEPP - Travail, Emploi et Politiques Publiques - FR CNRS 3435

Le non-recours au RSA « socle seul »: l'hypothèse du patrimoine

Sylvain Chareyron *

15 octobre 2014

Résumé

Cet article étudie le non-recours à la partie « socle seul » du Revenu de Solidarité Active (RSA). Cette partie du RSA ne s'adresse qu'aux individus ne disposant d'aucun revenu d'activité. Le Comité National d'Évaluation du RSA dans son rapport final a mis en lumière un taux non négligeable de non-recours dans cette partie du dispositif. Une estimation du taux de non-recours corrigé des erreurs de simulations de l'éligibilité est proposée. Notre mesure du taux de non-recours au RSA « socle seul » est de 25%, elle est sensiblement inférieure au taux de 36% qui est habituellement retenu. Les caractéristiques des foyers en non-recours sont observées et permettent d'avancer une explication à la présence de non-recours dans cette partie du dispositif. Les coûts de perception du RSA n'apparaissent pas négligeables mais ne devraient pas entraîner de non-recours pour des individus sous le seuil de pauvreté. Cependant, la définition de la pauvreté à la base du calcul du RSA néglige la prise en compte du patrimoine. Il apparaît, pour certains ménages, que le patrimoine réduit fortement l'utilité du bénéfice de la prestation. Nos résultats suggèrent que le non-recours fonctionne en partie, sur le RSA « socle seul », comme un mécanisme de sélection dans le dispositif des ménages à faible patrimoine.

MOT-CLEFS : *Revenu de Solidarité Active, Non-recours, Patrimoine*

CODES JEL : I38, I32, D31.

*Érudite, Université Paris-Est et TEPP (FR CNRS n° 3435), 61 Avenue du Général de Gaulle, 94010 Créteil, sylvain.chareyron@univ-paris-est.fr

Introduction

Le Comité National d'Évaluation du RSA (Bourguignon (2011)) a rendu son rapport final en 2011 sur le bilan qu'il faisait de la mise en place du Revenu de Solidarité Active en 2009. Ce rapport souligne l'importance du non-recours que connaît le dispositif tant sur la partie activité que sur la partie socle. La mise en évidence de taux de non-recours importants aux programmes sociaux, attribuables sous condition de ressources, date maintenant d'une cinquantaine d'années.

L'étude de Blank et Ruggles (1996) estime un taux de non-recours entre 33 % et 40 % à l'Aid to Families with Dependant Children (AFDC) et au programme Foodstamp aux Etats-Unis. L'Earned Income Tax Credit (EITC) créée en 1975 aux Etats-Unis sous la forme d'un impôt négatif pour lutter contre la pauvreté souffre d'un non-recours plus faible. Scholz obtient un taux de non-recours de 14 à 20 % des individus éligibles au dispositif en 1990. Ce faible taux de non-recours est confirmé par l'IRS et qui l'estime entre 13 % et 18 % sur l'année 1996 (Internal Revenue Service (2002a)) et à 19 % sur l'année 2005 (Internal Revenue Service (2009)). Pour le programme d'assistance sociale de l'Allemagne réunifiée, Neumann et Hertz (1998) obtiennent un taux de non recours de 52 à 59 %. En Angleterre Duclos (1995) évalue à 20 % le taux de non-recours au programme de Supplementary Benefit en utilisant une méthode économétrique prenant en compte les possibles erreurs de calcul de l'éligibilité. Blundell *et al.* (1988), en utilisant des données d'enquêtes, estiment à 40 % le non-recours au Housing Benefits dans ce même pays sur l'année 1984. L'estimation gouvernementale effectuée par un croisement entre des données administratives et d'enquêtes place le non recours au Working Families' Tax Credit (WFTC) dans une fourchette entre 24 % et 28 %. Terracol (2002), en utilisant une technique similaire à celle de Duclos estime un taux de non-recours de 35 % sur le Revenu Minimum d'Insertion. L'estimation du non-recours sans tenir compte de l'erreur de mesure était de 48 % sur ces mêmes données. En utilisant des données administratives Bargain *et al.* (2012) mettent en évidence un taux de non-recours entre 40 et 50 % au système d'assistance sociale finlandais et en augmentation sur la période 1996-2003.

Les résultats obtenus sont difficiles à comparer entre les pays et entre les études à cause de la diversité des dispositifs, des sources et des techniques utilisés. Il existe trois types de sources de données utilisables pour l'estimation du non-recours: les données d'enquêtes générales, les données administratives et les données d'enquêtes réalisées spécifiquement dans le but d'effectuer une évaluation du taux de non-recours. La comparaison des résultats obtenus pour l'AFDC selon que l'étude soit basée sur des données administratives ou d'enquête montre que les données utilisées influencent les estimations (Hernanz *et al.* (2004)). Les taux de recours obtenus à partir de données administratives sont systématiquement plus élevés que ceux obtenus sur des données d'enquête. Il est donc possible de classer les études selon les données qu'elles utilisent et si les données proviennent d'une enquête, selon qu'une correction économétrique des erreurs de calcul a été utilisée ou pas.

Il n'est pas possible, généralement, de séparer le non-recours primaire (lié à de l'absence de demande de l'éligible) du non-recours secondaire (la demande de l'individu éligible a été rejetée par l'administration) selon la typologie établie par Math et van Oorschot (1996). Les techniques économétriques utilisées pour corriger des erreurs de calcul supposent que la décision de participer au dispositif provient d'un choix rationnel de maximisation de l'utilité de l'individu éligible. Le non-recours survient alors lorsque les coûts sont supérieurs aux bénéfices attendus (O'Donoghue et Rabin (1999)). Les coûts peuvent être liés à la stigmatisation du bénéficiaire (Moffitt (1983)), aux coûts de collecte de l'information sur l'existence du dispositif, sur les conditions d'éligibilité ou sur les procédures à effectuer. Ils peuvent également être liés aux coûts (temps, transport...) des démarches administratives à entreprendre pour bénéficier du dispositif. L'impossibilité d'identifier le non-recours secondaire empêche de distinguer un éventuel coût lié à la perception que l'éligible a de la probabilité de voir sa demande rejetée.

Les résultats du Comité National d'Évaluation du RSA tirés de l'étude de Domingo et Pucci (2012) portent à 36 % le non-recours sur la partie « socle seul » du RSA. Les estimations sur le RMI et le RSA semblent donc proches, cependant contrairement au RMI, le RSA socle est versé uniquement aux indi-

vidus sans aucun revenu d'activité. Les montants versables sont par ailleurs substantiels, ainsi Domingo et Pucci indiquent que le montant mensuel moyen de droit, estimé dans l'enquête, pour les bénéficiaires du RSA socle est de 439 euros et que la perte moyenne induite mensuellement par le non-recours au RSA socle est de 408 euros. Il paraît donc difficile d'expliquer que des personnes sans revenu d'activité puissent accepter une perte aussi importante. Le Comité National d'Évaluation du RSA et Domingo et Pucci (2014) ont particulièrement mis en avant le niveau très élevé de non recours à la partie « activité seule » du dispositif¹. L'étude est réalisée moins de deux ans après la mise en place du RSA. S'agissant du taux élevé de non-recours sur le RSA « activité », on peut évoquer la montée en charge encore incomplète du dispositif pour les personnes nouvellement concernées et les faibles montants de prestations attribués. En revanche, pour la partie « socle seul » du RSA qui concerne des individus précédemment éligibles au RMI, d'autres pistes doivent être explorées.

La présence d'un phénomène de non-recours dans cette partie du dispositif pose la question de sa possibilité même et de son interprétation économique. La partie socle du dispositif est construite sur le principe de permettre à chacun de recevoir un revenu couvrant ses besoins de base. Le montant forfaitaire du RSA peut donc être considéré comme le revenu minimum qui puisse, selon l'Etat, permettre de vivre dignement. Faut-il en déduire qu'en situation de non-recours les individus parviennent à vivre en dessous de ce minimum vital? La question est alors d'expliquer pourquoi ces individus ne demandent pas à bénéficier du dispositif. Ils disposent de temps pour réaliser les démarches et paraissent avoir un besoin vital de revenu supplémentaire ce qui laisse penser que leurs incitations à demander la prestation sont élevées.

L'étude de Domingo et Pucci (2012) se base sur des données provenant d'une enquête réalisée dans l'objectif d'apporter une évaluation précise du non-recours au RSA. Presque toutes les informations nécessaires au calcul de l'éligibilité sont donc présentes. Pour autant, et bien que des vérifications aient été réalisées, l'estimation souffre potentiellement des erreurs causées par l'approximation des règles complexes utilisées par la CNAF pour déterminer l'éligibilité et du décalage temporel entre les revenus utilisés pour le calcul du RSA par la CNAF et ceux utilisés pour simuler le montant de la prestation. L'estimation n'utilise pas de technique économétrique permettant de les prendre en compte ce qui rend donc difficile la comparaison avec les résultats obtenus par Terracol (2002) sur le RMI.

Deux types de tactiques sont envisagées dans la littérature pour traiter les problèmes liés à l'utilisation des données d'enquêtes. Il est possible, d'une part de construire un modèle structurel. C'est la voie suivie par Duclos, Terracol et Hernandez et Pudney (2007) qui ont pour soubassement un modèle économique et une spécification explicite de l'utilité. Il est aussi possible d'utiliser un modèle réduit à variables instrumentales. Une illustration de cette seconde tactique est l'étude de McGarry (1996) estimant dans deux équations simultanées, la probabilité de commettre une erreur dans le calcul de l'éligibilité et la probabilité d'observer une situation de non-recours.

Notre objectif est ici de proposer une estimation du non-recours au RSA « socle seul » en tenant compte des erreurs de calcul. L'étude se focalise sur la partie « socle seul » du RSA. Le non-recours à cette partie du dispositif ne risque pas d'être perturbé par une éventuelle montée en charge incomplète du dispositif. D'autre part le montant élevé de la prestation dans cette partie du dispositif, le faible niveau de revenu des foyers éligibles et l'absence d'emploi y rendent le non-recours plus difficile à expliquer. Nous estimons un modèle réduit dans la ligne de celui proposé par McGarry (1996) en utilisant les mêmes données que celles utilisées par le Comité National d'Évaluation du RSA. Ce modèle nous permet d'obtenir une estimation du non-recours corrigée des erreurs de calculs de l'éligibilité. Les paramètres estimés permettent de décrire les déterminants conduisant au non-recours et d'avancer une explication du non-recours à la partie « socle seul » du dispositif.

La partie suivante présente le dispositif du Revenu de Solidarité Active. Le modèle est décrit dans la deuxième partie, la troisième section présente et analyse les données utilisées. La spécification retenue

1. L'estimation réalisée par le Comité National d'Évaluation du RSA porte à 68 % le non-recours sur la partie « activité seule » du dispositif

est détaillée dans la quatrième section. La partie 5 présente la méthode d'estimation utilisée. La sixième partie discute les résultats de l'estimation et la partie 7 compare le taux de non-recours obtenu à celui de Domingo et Pucci (2012). La dernière section étaye enfin l'hypothèse de l'importance du niveau de patrimoine dans l'explication du non-recours pour cette partie du dispositif.

1 Le dispositif

Le Revenu de Solidarité Active (RSA) a remplacé le Revenu Minimum d'Insertion (RMI) et l'Allocation Parent Isolé (API) le 1er juin 2009 en France Métropolitaine. Le RSA avait pour but de répondre aux critiques portant sur le manque d'incitation au retour à l'emploi entraîné par le RMI et de lutter contre la pauvreté. Pour cela le RSA, est construit sur un principe compensatoire et non plus différentiel, le bénéficiaire peut maintenant cumuler une partie du montant du RSA avec son revenu d'activité.

Le RSA est bâti sur deux composantes: le RSA « socle » et le RSA « activité ». Le RSA « socle seul » est destiné aux personnes ne percevant pas de revenu d'activité. Lors de la reprise d'un emploi, le RSA « socle et activité » est perçu jusqu'à un montant forfaitaire qui dépend de la composition du foyer; passé ce niveau le bénéficiaire bascule dans le RSA « activité seul ». Les revenus d'activité des trois derniers mois sont pris en compte dans le calcul. L'API, est quant à elle, remplacée par une majoration du RSA pour les parents isolés valable un an ou jusqu'à ce que tous les enfants à charge aient plus de 3 ans. Le revenu minimum garanti par le RSA pour un individu célibataire était de 460,09€ en 2010 et de 590,81€ en cas de majoration (dont 55,21€ de forfait logement). Un couple sans enfant se voyait garantir, à cette date, un revenu de 690,14€ et de 828,17€ avec un enfant (dont 110,42€ de forfait logement). Le forfait logement est déduit du montant lorsque le ménage bénéficie d'une allocation logement. Si les revenus hors activité du foyer sont bien pris en compte, le patrimoine n'intervient pas dans le calcul.² Le montant des droits au RSA se calcule de la façon suivante: $\text{RSA} = (\text{Montant forfaitaire} + 0,62 \times \text{Revenus d'activité}) - \text{Total des Ressources}$.

La partie activité du RSA est une nouveauté essentielle par rapport au dispositif antérieur. Elle permet au bénéficiaire de conserver 62 % du revenu d'activité, là où l'imposition marginale était de 100 % avec le RMI au-delà de la période d'intéressement. Le RSA activité touche une population nouvelle, le taux de non-recours élevé peut donc être en partie la cause d'une montée en charge encore incomplète. Inversement, les individus éligibles au RSA « socle seul » étaient déjà au RMI. La comparaison des deux taux de non-recours n'est cependant pas directement possible car le RMI inclut des individus disposant d'un revenu d'activité non nul alors que les éligibles au RSA « socle seul » ne disposent d'aucun revenu d'activité.

En plus des revenus d'activité et de la composition du foyer, deux autres critères d'éligibilité au RSA doivent être pris en compte. L'âge doit être supérieur à 25 ans pour bénéficier du RSA.³ Les conditions de séjour sont également importantes pour les individus de nationalité étrangère. Les Européens⁴ 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 d'un autre pays, il faut être titulaire de la carte de résident, ou titulaire depuis au moins 5 ans d'un titre de séjour autorisant à travailler en France ou être réfugié, apatride ou sous protection subsidiaire.

2. Seuls les flux de ressources sont pris en compte dans le calcul du RSA. Le montant de l'argent placé est indiqué dans la déclaration de ressource mais n'entre dans le calcul du RSA que par les revenus qu'il engendre.

3. Sauf en cas de soutien familial un RSA « jeune » existe également. Il nécessite d'avoir travaillé deux ans au cours des trois années précédant la demande. Il est perçu par moins de 10 000 allocataires en 2010 et ne sera pas étudié ici.

4. Individus possédant la nationalité d'un pays membre de l'Espace économique européen (EEE) ou Suisse.

2 Le modèle

La modélisation se situe dans le cadre de la théorie microéconomique du consommateur. Un individu est en situation de non-recours lorsque l'utilité qu'il retire de la participation au RSA est inférieure à l'utilité qu'il retire en ne demandant pas à bénéficier du dispositif⁵. Un ménage est traité comme un individu qui maximise une fonction d'utilité unique sous la contrainte des revenus du ménage dans son ensemble. Un individu choisit de demander le RSA si l'accroissement de son utilité P_i^* est positif. P_i^* étant le gain associé à la participation au dispositif réduit de tous les coûts. Le gain retiré de la participation est donc une fonction des bénéfices attendus de la prestation B_i , des caractéristiques de l'individu G_i ⁶ et des coûts C_i qui diffèrent en fonction des individus. En faisant l'hypothèse d'une forme additivement séparable, on obtient:

$$P_i^* = B_i + G_i - C_i \quad (1)$$

P_i^* ne peut être observé, c'est donc une variable latente de la décision finale de participer P_i où:

$$P_i = \begin{cases} 1 & \text{si } P_i^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (2)$$

$$(3)$$

Les études antérieures comme celle de Moffitt (1983) modélisent le plus souvent de façon conjointe l'offre de travail et la décision de participer dans le cas de dispositifs de soutien aux bas revenus. La décision de participer est potentiellement endogène à la quantité de travail offerte et ne pas en tenir compte peut créer un biais de sélection. Pour des individus ayant la possibilité d'être non éligible, la décision de participer au marché du travail va dépendre de l'utilité qu'ils retirent dans les deux situations. Il est alors envisageable que les individus les moins sensibles à la stigmatisation choisissent de réduire leur offre de travail pour devenir éligible, créant un biais de sélection lorsque seule la participation des éligibles est étudiée.

Cependant le choix de n'étudier que le RSA « socle seul » permet d'éviter cette étape. Contrairement à la partie activité du RSA, la population éligible à cette partie du dispositif est éloignée du marché du travail et, encore plus, du point de sortie du dispositif ce qui rend la question de l'arbitrage entre offre de travail et éligibilité très secondaire. Il semble également que le retrait du marché du travail soit une situation majoritairement contrainte comme l'atteste la similitude des proportions d'individus se déclarant en recherche d'emploi entre les différentes parties du RSA.⁷

3 Les données

Nous utilisons ici les données de la première partie de l'enquête menée dans le cadre de l'évaluation du dispositif réalisée par le Comité National d'Évaluation du RSA et sur lesquelles les premières estimations du non-recours au dispositif ont été fondées. L'enquête a été réalisée par la DARES et porte sur 15 000 individus à revenu modeste échantillonnés par la DARES et l'INSEE à partir des déclarations fiscales des revenus et des déclarations de taxes d'habitation de 2008. L'interrogation a été effectuée par téléphone en 2010. L'utilisation des fichiers de la taxe d'habitation pour échantillonner l'enquête n'a pas permis d'interroger les ménages vivant dans des logements non ordinaires.⁸

Les questions posées lors de l'enquête permettent de reproduire un test d'éligibilité au RSA qui peut être comparé à la déclaration de l'enquêté concernant son éventuelle perception du RSA et le cas échéant

5. Le non-recours est supposé provenir uniquement d'une absence de demande de l'éligible et non d'un refus de la part de la CNAF.

6. L'utilité retirée du bénéfice de la prestation peut varier en fonction des caractéristiques individuelles.

7. 26 % des foyers se déclarant ou étant calculés comme éligible au RSA et ne bénéficiant pas de revenus d'activité se déclarent en recherche d'emploi contre 27 % pour les autres foyers.

8. Les habitations mobiles (roulottes, bateaux, etc.) et les communautés (établissements hospitaliers, scolaires et hôteliers et communautés religieuses) ne font pas partie des logements ordinaires.

au montant de RSA qu'il déclare percevoir. Selon Domingo et Pucci (2012) la simulation de l'éligibilité est cependant

« affectée d'une certaine marge d'imprécision. En effet le calcul de l'éligibilité par les CAF étant particulièrement complexe, un certain nombre d'hypothèses ont dû être apportées : la neutralisation et le cumul intégral (augmentation du droit au RSA pendant 3 mois) ne sont pas pris en compte ; la prise en compte des indemnités journalières de sécurité sociale, des primes exceptionnelles et du forfait logement dans ce calcul a été simplifiée par rapport à la méthode réelle plus complexe. »

Une source d'erreurs importante dans l'estimation sur données d'enquête peut également provenir de l'imprécision dans la déclaration même des revenus ou des montants de RSA perçus. Cette étude portant sur le RSA « socle seul », la déclaration des revenus d'activité ne nous concerne pas. D'autre part, les ressources hors activité fournies par l'enquête ont été soigneusement contrôlées et même en partie recoupées avec des données administratives. Il est donc possible de supposer que cette information souffre d'erreurs assez faibles pour être négligées. Par exemple les montants des autres prestations familiales utilisés dans le calcul des ressources hors activité sont tirés des données administratives de la CNAF. C'est donc le montant exact utilisé par la CNAF pour calculer l'éligibilité au RSA. Les montants de RSA déclarés et les autres variables qui seront utilisées dans le modèle seront également supposés sans erreurs ce qui est assez vraisemblable compte tenu des vérifications apportées sur certaines variables et du nombre important de variables dichotomiques. De plus, selon McGarry « les erreurs d'observations ne vont affecter les résultats uniquement dans la mesure où elles sont assez importantes pour faire changer la catégorie dans laquelle les individus sont observés. »

Dans cette étude nous nous intéressons exclusivement à la composante socle du RSA. Seuls les foyers qui n'ont pas déclaré de revenu d'activité lors des 3 derniers mois sont donc utilisés.

Nous excluons de la base les foyers dont le répondant est handicapé et ceux dont le répondant est de nationalité d'un pays se trouvant hors de l'Union européenne. Les informations fournies par l'enquête ne nous permettent pas de savoir si leurs conditions d'éligibilité spécifiques sont remplies. 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 Pucci⁹. De par le 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'UE. Les 26 ménages pour lesquels aucun diplôme n'est connu sont également supprimés.¹⁰ L'échantillon se compose au final de 4 616 foyers dont 3 191 avec une éligibilité calculée positive.

L'importance de l'imprécision de la simulation de l'éligibilité se confirme par la présence d'individus déclarant bénéficier du RSA mais n'étant pas calculés éligibles au RSA. La table 1 indique que près de 10 % des foyers déclarant bénéficier du RSA socle ne sont pas éligibles d'après la simulation.

La comparaison entre la fonction de répartition des montants de RSA calculés et celle des montants de RSA déclarés (Annexe D) montre que, malgré la présence de foyers se déclarant bénéficiaires mais dont les droits calculés sont négatifs, la simulation approche assez bien les montants déclarés.

La table 2 présente la distribution des participants et des non-participants par tranche de droit simulé. 6 % des non-participants ont un droit calculé se situant entre 0 et 200 euros. Il est donc possible de supposer que l'imprécision de la mesure a conduit, de manière similaire à ce qui a été observé chez les participants, à classer des individus non éligibles comme éligibles.

Une part élevée des non-participants possèdent cependant des montants de droit calculés importants (31 % des non-participants se situent dans la tranche des droits calculés allant de 400 à 600 euros), ce

9. 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

10. Les diplômes qui n'entraient pas dans la classification utilisée ont été codés par un 9. Nous les avons considérés comme des valeurs manquantes.

TABLE 1 – Eligibilité simulée et bénéficiaire du RSA socle

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

TABLE 2 – Fonction de répartition des participants et des non-participants par tranche de droit simulé

Droits simulés (€)	Participants	Non-participants	Taux de participation(%) ^a
Moins de -1 800	0,12	0,94	.
-1 800 à -1 600	0,16	1,35	.
-1 600 à -1 400	0,16	2,07	.
-1 400 à -1 200	0,25	2,97	.
-1 200 à -1 000	0,41	4,68	.
-1 000 à -800	0,70	7,56	.
-800 à -600	1,28	11,66	.
-600 à -400	2,48	22,56	.
-400 à -200	5,25	41,29	.
-200 à 0	9,83	53,89	.
0 à 200	16,31	60,24	52,68
200 à 400	25,65	65,51	65,89
400 à 600	89,34	96,22	69,33
600 à 800	97,36	99,05	75,49
800 à 1 000	99,46	99,82	75
1 000 à 1 200	99,83	99,95	75
1 200 à 1 400	99,92	100	66,67
1 400 à 1 600	100	100	100

^a Le taux de participation est mesuré par tranche de droit simulé, en divisant le nombre de participants par le nombre d'individus simulés éligibles.

qui laisse penser qu'il existe bien un niveau non négligeable de non-recours au RSA « socle seul ». La dernière colonne indique le taux de participation par tranche de droit simulé. Le taux de participation augmente avec le montant des droits calculés sauf pour l'avant dernière tranche où le faible nombre d'observations entraîne une irrégularité.

Les moyennes des variables de l'échantillon sont présentées dans la table 3. Elles sont affichées pour l'échantillon total des éligibles ainsi que pour les sous-échantillons des éligibles déclarant bénéficiaire du RSA et des éligibles déclarant ne pas bénéficiaire du RSA. Les tests réalisés conduisent à rejeter, pour chaque variable, l'hypothèse d'égalité des moyennes entre les deux sous-groupes au seuil de 5%. Le montant moyen des droits au RSA est de façon attendue plus élevé chez les recourants que chez les non-recourants. Une situation surprenante à première vue est que le montant moyen des ressources hors activité des foyers recourants est plus élevé que celui des foyers non-recourants. Il faut cependant différencier les ressources provenant des prestations familiales (hors RSA), des autres ressources hors activité. Le montant moyen des prestations familiales est plus élevé chez les foyers recourants alors que le montant moyen des autres ressources hors activité est plus élevé chez les non-recourants.

Le montant moyen des prestations familiales chez les recourants est de 105 € alors qu'il est de 53 € chez les foyers déclarant ne pas bénéficiaire du RSA. La forte différence des montants moyens de

prestation familiale entre les deux groupes pourrait indiquer que le fait d'être en contact préalable avec la CNAF ou d'avoir des enfants augmente la probabilité de demander le RSA. Des ressources hors activité relativement élevées 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.

Parmi les autres variables, les moyennes de l'âge, de l'éducation des adultes du foyer, du fait de vivre en couple et d'être de nationalité européenne (hors France) sont plus élevées chez les non recourants que chez les recourants. La situation est inverse pour les variables des enfants à charge, de la part de bénéficiaires du RSA dans le département et de l'habitat urbain.

TABLE 3 – Statistiques descriptives

Variable	Tous	Recourant déclaré	Non-recourant déclaré
Montant des droits au RSA calculés ^a	429,94	442,85	402,41
Ressources hors activité et RSA ^b	137,39	144,48	122,27
Prestations familiales hors RSA ^a	88,66	105,32	53,14
Ressources hors activité et prestations familiales ^a	48,73	39,15	69,14
Age moyen des adultes ^a	43,25	42,25	45,39
Education moyenne des adultes ^{a*}	3,36	3,27	3,55
Couple(=1 si en couple) ^a	0,18	0,16	0,21
Enfant à charge entre 0 et 3 ans ^a	0,14	0,16	0,09
Enfant à charge entre 4 et 13 ans ^a	0,39	0,47	0,21
Taux de bénéficiaire du RSA dans le département ^a	59.4	61.30	55.62
Habite en ville ^a	0,82	0,85	0,74
Nationalité(=1 si européen hors France) ^b	0,016	0,013	0,023
Référent en emploi en 2009 ^b	0,146	0,109	0,223
Nombre d'observations	3 191	2 172	1 019

^a Moyennes statistiquement différentes à 1 %.

^b Moyennes statistiquement différentes à 5 %.

* Une définition des niveaux d'éducation est donnée dans l'Annexe C.

4 Spécification

Les variables incluses dans le modèle doivent permettre de retracer les effets liés à l'utilité retirée du bénéfice du RSA et aux coûts qu'entraîne la demande de la prestation.

Trois variables sont exclusivement liées à l'utilité retirée du bénéfice. D'abord le montant du RSA car l'utilité retirée du recours augmente avec le montant de celui-ci, d'une part parce que le montant lui-même est plus élevé et d'autre part parce qu'un montant de RSA plus élevé indique une plus grande pauvreté du foyer. Le montant forfaitaire du RSA est calculé dans le but de donner un revenu permettant de couvrir les besoins de base d'un foyer. Il est calculé en fonction des caractéristiques observables (composition du foyer et ressources disponibles) permettant d'approximer ces besoins. Il peut donc se suffire à lui-même, comme indicateur de la pauvreté du ménage, en l'absence d'information supplémentaire concernant la situation financière des ménages. Ensuite, la situation familiale peut avoir un effet sur l'utilité retirée du bénéfice du RSA. La vie en couple entraîne des économies d'échelle et permet de mutualiser les revenus, elle peut être corrélée au patrimoine pour les bas niveaux de revenu. Un signe négatif de la variable couple signifierait que les conditions de vie sont plus aisées, toutes choses observables égales par ailleurs, pour un couple que pour un individu seul. La situation en emploi en 2009 est enfin introduite dans le modèle pour mesurer l'influence de la proximité au marché du travail

sur la probabilité de recourir au RSA. Le montant et la valeur de l'espérance des flux de bénéfice du RSA peuvent être réduits si l'individu pense être assez proche de l'emploi pour pouvoir augmenter ses revenus d'activité dans un futur proche.

Trois variables affectent exclusivement les coûts liés à la demande du dispositif. Ces coûts d'information, de procédure et de stigmatisation étant inobservables, des variables sont incluses comme proxy. Les foyers de nationalité extra-européenne ont été enlevés de l'échantillon à cause de l'incertitude sur leur situation découlant de leurs conditions d'éligibilité particulières. Les individus de nationalité européenne mais non française ont cependant été conservés car les restrictions les concernant sont moins fortes et qu'il est donc possible de supposer que la simulation de leur éligibilité est satisfaisante. Une variable indiquant si le répondant est de nationalité française ou bien européenne (hors France) est donc incluse. Le fait de ne pas être français peut être lié à une moins bonne maîtrise de la langue ou de l'administration et entraîner des coûts plus importants dans la demande du RSA (Riphahn (2001)). Si la stigmatisation est liée à l'entourage du foyer, il est possible que le taux d'allocataire du RSA dans le département ait un effet significatif sur la probabilité de recourir au RSA (Besley et Coate (1992)). La stigmatisation pourrait être d'autant plus forte que les allocataires du RSA sont rares et, dans ce cas, la variable influencera positivement la participation. Une variable dichotomique indiquant si le foyer bénéficie d'une autre prestation familiale est également ajoutée. Le fait de bénéficier d'une prestation peut influencer sur les coûts d'information par la meilleure connaissance des dispositifs d'aide et sur les coûts de participation par des démarches communes à plusieurs prestations et l'expérience des démarches administratives. La perception d'une autre prestation sociale peut réduire la stigmatisation par le fait que, bénéficiant déjà d'une aide sociale, la demande du RSA ne représente pas de coût moral supplémentaire.

Certaines variables ne peuvent pas être associées exclusivement aux coûts ou à l'utilité du bénéfice. Le niveau d'éducation moyen des adultes du foyer pourrait avoir deux effets contraires: une réduction des coûts d'informations et de procédure mais une stigmatisation plus forte. Il ne sera pas possible de séparer les deux effets mais simplement de savoir lequel prédomine. Le niveau d'éducation peut également avoir un effet sur l'utilité du bénéfice par sa corrélation avec le patrimoine pour les bas revenus. Une variable indiquant si le foyer habite en ville ou en campagne est incluse, car les coûts d'information (communication) et de perception du RSA (distance au centre de traitement) sont probablement plus faibles en ville. Il est également probable que, la vie rurale entraînant moins de dépenses que la vie urbaine, l'utilité du bénéfice du RSA soit moindre. L'âge peut également avoir une influence sur le stigma car les personnes âgées sont supposées moins disposées à accepter une assistance. Mais il peut également être corrélé à une variable non observée décrivant la situation financière du ménage. Il est possible d'ajouter au modèle des variables ayant servi au calcul des montants comme le fait d'avoir des enfants à charge entre 0 et 3 ans et entre 3 et 14 ans. Ces variables, qui n'ont pas a priori d'influence sur les coûts, peuvent en avoir sur la valeur des gains du RSA.

5 Estimation

Dans la forme réduite du modèle, les termes G_i et C_i sont exprimés par une fonction linéaire du vecteur des variables observables X_i de telle sorte que:

$$G_i - C_i = X_i \alpha + \epsilon_i \quad (4)$$

Avec $\epsilon \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$, α un vecteur de coefficients à estimer. Le modèle devient donc:

$$P_i^* = \theta B_i + X_i \alpha + \epsilon_i \quad (5)$$

où P_i^* est toujours la variable latente de la variable de participation P_i .

À cette étape le modèle est un simple modèle probit avec pour variables X_i les variables introduites dans la partie précédente et listées dans la table 4. En présence d'erreurs dans la simulation des montants du RSA, l'estimation obtenue à partir de ce modèle est biaisée. Il est donc nécessaire d'employer

une méthode permettant de réaliser une estimation non biaisée. La technique utilisée ici s'inspirera de celle de McGarry (1996) qui s'applique très bien dans le cas d'erreurs dans la simulation provenant d'approximations et d'imprécisions dans le calcul de l'éligibilité. Il est donc supposé que le biais provient de l'approximation du calcul de l'éligibilité et non d'erreurs dans la déclaration même des données servant au calcul de l'éligibilité. Les indices qui accèdent cette hypothèse ont été présentés dans la partie 2.

L'erreur dans le calcul de l'éligibilité entraîne un double biais. D'abord, parce qu'elle introduit dans le modèle probit un terme d'erreur à l'intérieur d'une des variables explicatives. Ensuite, parce qu'elle fausse la classification entre individus éligibles et individus non éligibles. Pour répondre à la première partie du problème il est possible de différencier le bénéfice réel auquel la personne a droit B_i^* ¹¹ du montant simulé B_i . L'équation devient alors:

$$P_i^* = \theta B_i^* + X_i \alpha + \epsilon_i \quad (6)$$

et

$$B_i = B_i^* + \mu_i \quad (7)$$

Avec $\mu_i \sim N(0, \sigma_\mu^2)$. On obtient donc:

$$P_i^* = \theta(B_i - \mu_i) + X_i \alpha + \epsilon_i \quad (8)$$

$$= \theta B_i + X_i \alpha - \theta \mu_i + \epsilon_i \quad (9)$$

Le terme d'erreur μ_i étant corrélé à B_i l'effet estimé du droit au RSA sur la probabilité de participer au dispositif est biaisé. Ce résultat est obtenu en supposant que l'espérance du terme d'erreur est nulle. Cette hypothèse n'est probablement pas vérifiée en réalité, cependant son relâchement ne modifie pas la conclusion quant à la présence d'un biais dans l'estimation. D'autre part la correction effectuée ne repose pas sur l'hypothèse de nullité de l'espérance des erreurs de calcul mais de nullité de l'espérance des erreurs de prévision; elle reste donc valide si la première hypothèse n'est pas vérifiée. Pour obtenir un estimateur sans biais, une méthode par variable instrumentale est utilisée. Le montant des droits calculé dans l'équation est remplacé par la prévision de l'espérance du montant des droits obtenus à partir d'une régression MCO. La régression est effectuée uniquement sur les individus ayant déclaré percevoir le RSA et ayant déclaré le montant de RSA qu'ils perçoivent. En supposant que les montants de RSA déclarés par ces individus sont exacts, la régression cherche à prédire la valeur des droits au RSA tel qu'ils ont (ou auraient été) été calculés par la CNAF. Les variables utilisées pour la régression sont celles utilisées pour déterminer le montant des droits au RSA car elles sont non corrélées avec le terme d'erreur et apparaissent comme un choix logique d'instruments. Le fait de vivre ou non en couple, le nombre d'enfants à charge et les ressources hors activité forment donc la matrice Z_i . Le modèle est maintenant:

$$B_i^* = Z_i \gamma + \nu_i \quad (10)$$

avec $\nu_i \sim N(0, \sigma_\nu^2)$.

$$B_i = Z_i \gamma + \nu_i + \mu_i \quad (11)$$

$$B_i = Z_i \hat{\gamma} + \nu_i + \mu_i + (Z_i \hat{\gamma} - Z_i \gamma) \quad (12)$$

où $\hat{\gamma}$ est un estimateur sans biais de γ .

$$P_i^* = \theta \hat{B}_i + X_i \alpha + \eta_i \quad (13)$$

où $\eta_i \xrightarrow{P} \theta \nu_i + \epsilon_i$ comme $(Z_i \hat{\gamma} - Z_i \gamma) \xrightarrow{P} 0$ et avec:

$$\hat{B}_i = Z_i \hat{\gamma} \quad (14)$$

11. B_i^* est plus précisément le montant qui aurait été calculé par la CNAF. Elle peut cependant elle-même commettre des erreurs dans le calcul des droits au RSA ou se voir déclarer de mauvaises informations par erreur ou par fraude. Cependant en l'absence d'information adéquate, la distinction ne peut pas être faite entre droit réel et droit calculé par la CNAF.

v et ϵ étant supposés distribués selon une loi normale et de moyennes nulles, η est aussi distribué selon une loi normale de moyenne égale à 0. Ce modèle probit en deux étapes peut être estimé par maximum de vraisemblance et corrige la première partie du biais (causée par l'introduction d'une variable explicative comportant un terme d'erreur). L'estimation du coefficient du montant des droits au RSA reste biaisée par les erreurs de classement entre les situations d'éligibilité et d'inéligibilité. La probabilité de recourir au RSA s'écrit:

$$P(\theta\hat{B}_i + X_i\alpha + \eta_i > 0 \mid \text{éligible}) \times P(\text{éligible}) + P(\theta\hat{B}_i + X_i\alpha + \eta_i > 0 \mid \overline{\text{éligible}}) \times P(\overline{\text{éligible}}) \quad (15)$$

Dans les modèles précédents, il a été supposé que la probabilité d'être éligible est parfaitement observée. C'est-à-dire qu'un individu dont les droits calculés sont positifs se voit attribuer une probabilité d'éligibilité de 1 et 0 sinon.

$$P(\text{éligible}) = \begin{cases} 1 & \text{si } B_i > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (16)$$

La probabilité de recourir pouvait donc s'écrire $P(\theta\hat{B}_i + X_i\alpha + \eta_i > 0)$ pour tous les foyers où $B_i > 0$. Dans le cas où B_i est calculé avec des erreurs, le calcul doit en fait être réalisé sur tous les foyers pour lesquels $B_i^* > 0$. Or B_i^* est observé uniquement pour les individus ayant déclaré percevoir le RSA car ces ménages ont également déclaré le montant qu'ils percevaient. Ces montants ne souffrent pas d'approximation dans le calcul et peuvent être considérés comme les montant des droits calculés par la CNAF. Il faut donc déterminer la probabilité d'être éligible au dispositif:

$$P(B_i^* > 0) = P(B_i - \mu_i > 0) \quad (18)$$

En supposant que $\mu \sim N(0, \sigma_\mu^2)$, la probabilité d'être éligible au dispositif devient $\Phi(B_i/\hat{\sigma}_\mu)$. L'estimation de σ_μ est réalisée sur les individus pour lesquels B_i^* est observée, c'est à dire ceux qui déclarent percevoir le RSA¹².

$$\hat{\sigma}_\mu = \sqrt{\frac{\sum_i (B_i^* - B_i)^2}{n}} \quad (19)$$

Il est donc possible de calculer la probabilité d'être éligible de chaque individu $\Phi(B_i/\hat{\sigma}_\mu)$. En supposant que la probabilité de recourir pour un individu non éligible est nulle, la probabilité de recourir au RSA se calcule sur l'ensemble de l'échantillon et devient:

$$P(\theta\hat{B}_i^* + X_i\alpha + \eta_i > 0 \mid \text{éligible}) \times \Phi(B_i/\hat{\sigma}_\mu) \quad (20)$$

Cela revient à pondérer les observations par leur probabilité d'être éligible. Plus les montants des droits au RSA simulés sont élevés plus la probabilité d'être éligible est forte et plus l'observation prend un poids important dans le calcul de la vraisemblance. La fonction de vraisemblance étant¹³:

$$\sum_i P_i \ln \Phi \left(\frac{\theta\hat{B}_i^* + X_i\alpha}{\sqrt{\sigma_\epsilon^2 + \theta^2\sigma_\epsilon^2 + \theta^2\sigma_\mu^2}} \right) \Phi \left(\frac{B_i}{\sigma_\mu} \right) + (1 - P_i) \ln \left(1 - \Phi \left(\frac{\theta\hat{B}_i^* + X_i\alpha}{\sqrt{\sigma_\epsilon^2 + \theta^2\sigma_\epsilon^2 + \theta^2\sigma_\mu^2}} \right) \right) \Phi \left(\frac{B_i}{\sigma_\mu} \right) \quad (21)$$

6 Résultats

Les résultats de l'estimation du modèle probit simple et du modèle probit corrigé sont présentés dans la table 4^{14 15}.

12. La valeur estimée de σ_μ est de 260.09. La distribution de B_i/σ_μ possède une forme proche de la loi normale d'écart-type 1,86 mais l'hypothèse nulle de normalité est rejetée à 5 %

13. Pour des raisons d'identification σ_ϵ est fixé à 1.

14. L'estimation de la première étape de la régression est présentée dans la table 6 de l'annexe.

15. Les écarts-types du modèle pondéré n'ont pas été corrigés de l'utilisation de montants de RSA prédits dans une première étape. Une correction est proposée par Newey (1984) dans le cas général.

Les signes des variables des deux modèles sont cohérents. Le fait de vivre dans un département où le taux de bénéficiaire de RSA dans la population est important et de bénéficier d'au moins une autre prestation familiale augmente la probabilité de recourir au RSA en réduisant les coûts de participation et de stigmatisation liés à la demande du RSA. Le modèle ne permet pas de déterminer lequel des mécanismes entre en jeu, mais le fait d'habiter en ville augmente la probabilité de recourir au RSA, en réduisant les coûts de procédure ou en augmentant la valeur marginale du bénéfice de la prestation. La significativité du taux d'allocataire du RSA dans le département laisse également penser que des effets de réseaux à la fois dans la transmission de l'information et de la stigmatisation sont en jeu.

Contrairement aux résultats de Terracol (2002), le fait d'avoir à charge un enfant de moins de 14 ans n'a pas d'effet significatif sur le recours lorsque la variable des autres prestations familiales est incluse dans le modèle. La fréquence plus élevée de ménage avec enfant à charge dans les recourants au RSA semble donc provenir du bénéfice d'une autre prestation familiale plutôt que d'une utilité marginale supérieure du RSA pour ces ménages. L'âge et l'éducation ont un effet négatif sur le recours au RSA ce qui indique que la hausse de la stigmatisation induite par ces variables surpasse la réduction des coûts d'informations et de procédure que l'âge et l'éducation engendrent. L'augmentation du stigma est par ailleurs croissant avec l'âge. La significativité de la variable couple indique que la valeur marginale du RSA est plus faible pour un couple que pour un individu célibataire, ce qui laisse penser que la situation financière d'un couple est meilleure, toutes choses observables égales par ailleurs, que celle d'un individu célibataire. Cela pourrait s'expliquer dans le cas où le fait de vivre en couple indique, par exemple, un patrimoine plus important.

Le paramètre de la variable de nationalité est négatif mais non significatif ce qui confirme les résultats de Riphahn (2001) et Neumann et Hertz (1998). Être étranger de nationalité européenne réduit la probabilité de recourir au RSA en augmentant les coûts d'information et de participation. Posséder un emploi en 2009 réduit comme attendu la probabilité de recourir au RSA en réduisant l'utilité marginale espérée des flux de bénéfice.

Si le montant des bénéfices espérés a un effet significatif sur la probabilité de recourir au RSA dans les deux modèles, les coefficients estimés pour le montant des droits calculés au RSA varient fortement. L'effet marginal au point moyen du montant du RSA dans le cas du modèle corrigé s'écrit pour les variables continues:

$$\frac{\delta P(\theta \bar{B}_i^* + \bar{X}_i \alpha + \eta_i > 0 \mid \text{éligible}) * \Phi(\bar{B}_i / \hat{\sigma}_\mu)}{\delta \hat{B}_i^*} = \theta \phi \left(\frac{\theta \bar{B}_i + \bar{X}_i \alpha}{\sqrt{\sigma_e^2 + \theta^2 \sigma_\epsilon^2 + \theta^2 \sigma_\mu}} \right) \Phi \left(\frac{\bar{B}_i}{\sigma_\mu} \right) \quad (22)$$

L'effet marginal au point moyen de cette variable passe de 0,0004 avec le modèle probit simple à 0,0006 avec le modèle probit corrigé. Dans les deux cas, l'effet du montant des bénéfices est inférieur à celui obtenu par McGarry pour le Supplemental Security Income (SSI). En revanche l'élasticité estimée de la variable est de 0,506 ce qui est très proche de la valeur obtenue par McGarry. L'élasticité de cette variable est une des plus fortes, bien que la participation au RSA soit également d'une élasticité comparable au taux de bénéficiaire du RSA dans le département (0,364) et encore plus fortement élastique à l'âge moyen des adultes du foyer (-3,240). A la différence de l'étude de McGarry l'importance des coûts résultants de la perception du RSA dans l'explication du non-recours ne peut pas être rejetée.

Le signe de la plupart des variables peut être expliqué par plusieurs effets ce qui complique l'interprétation et la décomposition de l'importance de chaque effet sur le non-recours. Recevoir une autre prestation familiale peut par exemple être lié aux trois types de coûts à savoir stigmatisation, information et participation.¹⁶

Il est cependant possible d'observer que le non-recours est fortement influencé par les variables liées à l'utilité retirée du bénéfice de la prestation. En plus du montant attendu de la prestation, avoir été

16. Un modèle structurel ne permettrait pas de différencier l'importance, pour chaque variable, des différents types de coûts. Terracol (2002) parvient cependant à différencier l'effet lié aux coûts d'information de l'effet lié à la stigmatisation pour les variables d'âge et d'éducation.

en emploi en 2009 a un effet négatif et significatif sur la probabilité de recourir au RSA. Cette variable traduit le fait que l'espérance de l'utilité retirée du bénéfice du RSA est plus faible pour un individu qui pense pouvoir retrouver un emploi, et donc bénéficier du RSA sur une courte période, que d'un individu qui pense que son éligibilité au RSA sera durable.

Tous les coûts traditionnellement mis en évidence dans la littérature apparaissent. Le signe, la significativité et l'importance des variables qui captent la stigmatisation comme l'âge, l'éducation, le taux de bénéficiaire du RSA dans le département et le bénéfice d'une autre prestation familiale semblent indiquer que le non-recours au RSA est fortement lié au stigma qu'entraîne sa demande. Cependant l'élasticité de la variable âge est étonnamment élevée. S'il est vraisemblable que la stigmatisation puisse augmenter avec l'âge, elle ne paraît pas pouvoir avoir une telle influence sur le non-recours. L'âge ne réduit pas les besoins vitaux et ne peut donc pas expliquer qu'un individu choisisse de vivre sans revenu. Le signe positif de la variable de perception d'une autre prestation peut également signifier l'importance de la réduction des coûts de procédure comme semble le confirmer l'effet positif de vivre en ville sur la probabilité de recourir au RSA. Les coûts d'obtention de l'information sont eux mis en évidence par le signe de la variable nationalité.

TABLE 4 – Coefficients estimés

Variable	Probit simple		Probit corrigé	
	Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type
Constante	1,9241***	0,4714	2,2669***	0,8356
Montant des droits au RSA calculé	0,0013***	0,0002	0,0030***	0,0010
Age moyen des adultes	-0,1151***	0,0218	-0,1560***	0,0348
(Age moyen des adultes) ²	0,0012***	0,0002	0,0016***	0,0004
Education moyenne des adultes	-0,0226*	0,0126	-0,0290	0,0197
Couple	-0,4841***	0,0717	-0,8671***	0,1440
Enfant à charge entre 0 et 3 ans	-0,2184***	0,0765	-0,1644	0,1165
Enfant à charge entre 4 et 13 ans	0,0151	0,0467	0,0455	0,0722
Taux de bénéficiaire du RSA dans le département	0,0091***	0,0014	0,0131***	0,0023
Habite en ville	0,2691***	0,0620	0,3352***	0,0861
Nationalité(=1 si européen hors France)	-0,1729	0,1865	-0,2882	0,2467
Bénéficie de prestations familiales	0,7653***	0,0851	0,8368***	0,1333
Référant en emploi en 2009	-0,4740***	0,0679	-0,5988***	0,0947
Nombre d'observations	3 191		4 616	
Log-Vraisemblance	-1 772,710 2		-1 337,323 3	

*** Significatif à 1%.

** Significatif à 5%.

* Significatif à 10%.

7 Le taux de non recours

L'estimation du modèle pondéré sur tout l'échantillon permet de calculer un taux de non-recours corrigé des erreurs présentes dans le montant du RSA calculé. Le taux de non recours se calcule par la formule:

$$\frac{P(\theta\tilde{B}_i^* + \tilde{X}_i\alpha + \eta_i > 0 \mid \text{éligible}) \times \Phi(\bar{B}_i/\hat{\sigma}_\mu)}{\Phi(\bar{B}_i/\hat{\sigma}_\mu)} \quad (23)$$

Le taux de non-recours calculé de cette façon est de 25 % ce qui représente une réduction de 10 % par rapport au taux de non-recours calculé par la division du nombre des individus déclarant bénéficier du RSA sur le nombre des individus calculés éligibles au RSA. L'hypothèse d'égalité des deux taux est rejetée au seuil de 1%.

L'hypothèse d'exactitude des revenus hors activité déclarés est faite lors de la première correction mais non de la seconde. Or la diminution de l'estimation du taux de non-recours résulte de la deuxième correction apportée, c'est-à-dire de la pondération de la vraisemblance par la probabilité d'être calculé éligible par la CNAF. La première correction modifie uniquement les coefficients estimés du modèle. Le taux de non-recours obtenu n'est donc pas dépendant de la vérification de l'hypothèse d'exactitude des revenus hors activités.

Ce taux de non-recours cache cependant de fortes disparités en fonction des caractéristiques du ménage et de sa propension à se sentir stigmatisé (ou à disposer de revenus de substitution inobservés) par la demande du RSA. La table 5 présente les taux de non-recours pour différents sous-échantillons. Les individus célibataires de 40 ans ou moins possèdent un taux de non-recours trois fois moins élevé que les foyers en couple et d'âge moyen des adultes supérieur à 40 ans. Il est possible de penser qu'en dehors du stigma plus élevé, ces derniers aient pu épargner ou hériter d'une somme d'argent leur permettant de disposer d'une meilleure situation financière qu'un individu célibataire et plus jeune. De telles ressources n'étant pas comptabilisées dans le calcul du RSA elles n'influencent pas le montant du RSA mais peuvent réduire l'utilité marginale associée à son bénéfice.

TABLE 5 – Taux de non-recours (en %)

	Célibataire	En couple
40 ans ou moins	16	25
Plus de 40 ans	28	45

8 L'hypothèse du patrimoine

La présence de coûts élevés dans la perception du RSA est confirmée mais n'explique pas comment les individus non-recourants parviennent à trouver les ressources pour vivre sans le recours au RSA. Les individus étudiés étant éligibles au RSA « socle seul », ils n'ont pas de revenus d'activité et demeurent sous le seuil de pauvreté. Dans ce cas l'utilité retirée du bénéfice du RSA devrait surpasser les différents coûts liés à la demande de la prestation. Le fait que les individus qui pensent être éligibles au dispositif de façon transitoire aient une plus forte probabilité de non-recours n'apporte pas une explication suffisante puisque le taux de non-recours sur les individus sans emploi en 2009 est de près de 24%. L'explication doit provenir d'un facteur encore absent du modèle qui permet d'assurer matériellement les besoins vitaux des individus non-recourants et de réduire ainsi l'utilité qu'ils retirent du bénéfice du RSA. Dans ce cadre trois explications peuvent être avancées.

Les ressources peuvent provenir d'un emploi dont les revenus ne sont pas déclarés. Une variable dichotomique indiquant l'activité d'un emploi non déclaré est disponible dans l'enquête mais touche un sujet sensible et souffre donc probablement d'une forte sous-déclaration. L'introduction de la variable ne permet pas d'appuyer cette hypothèse. La variable est de signe positif et n'est pas significative au seuil de risque de 5 %. Le résultat doit être pris avec prudence, il ne s'agit donc pas d'affirmer que les ressources provenant d'un emploi non déclaré ne jouent aucun rôle dans l'explication du non-recours.

Une deuxième source d'explication pourrait provenir des transferts familiaux. Une aide familiale ponctuelle peut venir subvenir aux besoins de base du ménage et réduire l'utilité liée à la perception du RSA. Bien que de tels revenus auraient dû être déclarés dans l'enquête, il est possible qu'ils soient victimes de sous-déclaration. Ils pourraient alors avoir été captés par la variable de l'âge et expliquer

ainsi sa forte élasticité. Des transferts familiaux descendants pourraient réduire la probabilité des plus jeunes de recourir au RSA. Cependant le signe positif de la variable «âge» indique l'effet inverse de l'âge sur la probabilité de recourir au RSA et va à l'encontre de cette hypothèse.

L'hypothèse la plus vraisemblable est qu'une partie du patrimoine disponible des ménages est utilisée pour subvenir aux besoins matériels de base et réduise l'utilité retirée du bénéfice du RSA. Il apparaît que l'âge, la vie en couple, le niveau élevé d'éducation et la vie rurale réduisent le recours au RSA en partie parce qu'ils sont corrélés à des caractéristiques inobservées comme le montant du patrimoine. Le sens de l'effet de l'âge, de l'éducation, de la situation familiale et du lieu de résidence sur la probabilité de recourir au RSA sont tous cohérents avec cette interprétation. Cette hypothèse peut donc être appuyée de manière indirecte.

Le niveau d'actif des foyers n'est pas connu dans l'enquête et n'est pas pris en compte dans le calcul du RSA. Or le fait de posséder une voiture, un logement ou de l'épargne est corrélé avec l'éducation, l'âge, la situation familiale et le lieu de résidence. En l'absence de contrôle par des variables indiquant le niveau d'actif du foyer, ces variables captent les variations de situation financière induites par les différents niveaux d'actifs. Selon les résultats de Lamarche *et al.* (2012) tirés de l'Enquête Revenus fiscaux et sociaux (ERFS) et de l'enquête Patrimoine de l'INSEE la corrélation entre bas niveau de vie¹⁷ et bas niveau de patrimoine n'est pas parfaite. 20 % des ménages du premier décile des niveaux de vie appartenaient en 2009 au deuxième décile de la distribution des patrimoines et disposaient donc d'un patrimoine moyen de 4 610 euros. Plus surprenant, 48 % des ménages qui appartenaient au premier décile du niveau de vie se répartissaient entre le troisième et le dernier décile de la distribution du patrimoine. Ils disposaient donc d'un patrimoine moyen supérieur à 12 955 euros¹⁸.

Seuls 32 % des ménages disposant d'un niveau de vie dans le premier décile de la distribution possèdent un patrimoine brut inférieur au seuil du premier décile de chacune des deux distributions. Parmi ces ménages un tiers des personnes de référence ont moins de 30 ans mais le niveau de diplôme et la composition familiale jouent également un rôle important. Dans 55 % des cas la personne de référence de ce type de ménage est peu ou pas diplômée (diplôme inférieur au brevet) et dans 48 % des cas le ménage est composé d'une personne célibataire. Ces ménages vivent moins souvent dans une commune rurale que la moyenne (hors Paris). Ces quatre variables influencent significativement la probabilité qu'un ménage appartenant au premier décile du niveau de vie appartienne également au premier décile de la distribution du patrimoine.

L'âge, le fait de vivre en couple, d'être éduqué et la vie en milieu rural sont donc corrélés avec le patrimoine, pour les ménages se situant dans le décile inférieur des revenus. Ces quatre variables réduisent l'utilité retirée du bénéfice du RSA et donc le recours au RSA. L'effet attribué à la stigmatisation pour les variables d'âge et d'éducation est donc surestimé car l'effet négatif de ces variables sur la probabilité de recourir au RSA est également l'effet d'une diminution de l'utilité retirée du bénéfice du RSA. La forte élasticité de la variable âge peut être expliquée de cette façon. Le non-recours sur la partie «socle seul» du dispositif est rendu possible par la possession d'actifs qui se substituent au bénéfice du RSA pour couvrir les besoins de base du ménage. Les variations de taux de non-recours entre les catégories de foyers peuvent donc s'expliquer en grande partie par la plus ou moins grande propension de ces foyers à disposer de patrimoine. Lorsque l'estimation du non-recours est réalisée sur les ménages qui disposent potentiellement d'un très faible niveau de patrimoine, d'après ces quatre variables, le taux de non-recours tombe à 6,5 %.¹⁹

17. Le niveau de vie est égal au revenu disponible du ménage divisé par le nombre d'unités de consommation. Le revenu disponible comprend lui les revenus d'activité, les revenus du patrimoine, les transferts en provenance d'autres ménages et les prestations sociales, nets des impôts directs.

18. Les ménages du troisième décile de la distribution des patrimoines possédaient en 2010 un patrimoine moyen de 12955€.

19. Pour les individus de moins de 30 ans, célibataires, de niveau de diplôme inférieur au brevet et habitant en ville.

Conclusion

Le non-recours aux dispositifs sociaux interroge la société depuis maintenant quelques décennies. L'analyse économique, en faisant découler le non-recours d'un arbitrage rationnel, a permis de mettre en évidence les coûts qui engendrent le plus fortement le non-recours. Parmi ceux-ci, la stigmatisation entraînée par la demande des prestations sociales, particulièrement celles attribuées sous conditions de ressources, a été pointée du doigt. Les dispositifs sociaux sont destinés aux ménages pauvres mais le non-recours observé sur la partie « socle seul » du RSA est particulier car il porte sur des montants élevés et touche des foyers sans revenus d'activité. La valeur marginale du bénéfice surpasse potentiellement les coûts liés au stigma ou à la perte d'un temps largement disponible dans la procédure de demande. Le RSA « socle seul » couvrant uniquement les besoins de base il semble difficile de vivre sans ce revenu minimum.

Ce travail propose une estimation du taux de non-recours corrigé des erreurs dues aux approximations dans le calcul de l'éligibilité au RSA. Le taux obtenu de 25 % est significativement plus faible que celui établi par le Comité National d'Evaluation du RSA. Il confirme cependant la présence de non-recours dans la partie « socle seul » du dispositif. La correction du biais engendré par les erreurs de calcul modifie également l'interprétation qu'il est possible de faire du non-recours. L'effet marginal du bénéfice attendu du RSA augmente. La probabilité de recourir au RSA paraît assez fortement liée au stigma et aux coûts de participation engendrés par la demande de la prestation. La possibilité d'être en situation de non-recours par manque d'information n'est par ailleurs pas rejetée. Avoir un enfant à charge de moins de 14 ans ne modifie pas la probabilité de recourir en dehors de l'effet lié à la perception d'autres prestations que cela entraîne.

L'article propose une explication quant à la possibilité pour les non-recourants de vivre sans le bénéfice du RSA. En l'absence d'information sur ce dernier l'estimation ne tient pas compte de l'effet lié au montant du patrimoine sur le recours au RSA. Le RSA n'étant calculé que sur les revenus, qu'ils soient d'activité ou non, il ne tient pas non plus compte du patrimoine. L'introduction du montant du RSA attendu dans la régression ne contrôle donc pas l'effet lié au patrimoine. Le patrimoine du ménage peut pourtant fortement modifier l'utilité retirée du bénéfice de la prestation en permettant au foyer de subvenir à ses besoins de base. Cet effet est donc capté par des variables qui sont corrélées au niveau de patrimoine comme l'âge, l'éducation et la situation familiale. La significativité et l'effet marginal de la situation familiale qui captent uniquement cet effet confirme son importance. Il est également possible d'en conclure que l'effet de la stigmatisation est surestimé lorsque l'effet total de l'éducation et de l'âge lui sont attribués. Le non-recours au RSA « socle seul » est fortement lié à la faible utilité retirée de cette prestation.

L'interprétation que nous retenons est que le non-recours, dans cette partie du dispositif, est rendu possible par la possession par certains ménages d'un patrimoine suffisant pour couvrir leurs besoins de base et réduire l'utilité du bénéfice du RSA. Les coûts engendrés par la perception du RSA socle peuvent donc être considérés comme un moyen d'égaliser les utilités entre les individus possédant un patrimoine et ceux n'en possédant pas ou peu. Ceux qui possèdent peu de patrimoine vont voir leur utilité augmenter en bénéficiant du RSA alors que ceux qui possèdent plus de patrimoine ne demanderont pas le RSA et verront leur utilité rester constante. Les foyers qui possèdent les patrimoines les plus élevés sont peu incités à demander le RSA car l'utilité qu'ils en retirent est plus faible. Ils sont donc naturellement exclus du dispositif.

Dans ce contexte la prise en compte du patrimoine dans le calcul du RSA permettrait de mieux cibler la prestation sur ceux qui n'en disposent pas comme c'est par exemple le cas pour le Sozialhilfe allemand, pour l'Income Support (IS) en Angleterre ou la Temporary Assistance for Needy Families (TANF) et le Supplemental Security Income (SSI) aux Etats-Unis. La grande majorité des dispositifs sociaux étant sous condition de ressource, il est difficile de penser que le non-recours permette à lui seul de faire une distinction claire entre les individus qui ont réellement besoin du dispositif et ceux qui disposent de ressources de substitution. Si tel était le cas les dispositifs de minima sociaux ne nécessiteraient pas

d'être alloués sous condition de ressources mais simplement d'être accessibles à travers une procédure longue et stigmatisante.

Comparer les avantages et les inconvénients d'une prise en compte du patrimoine par rapport au simple mécanisme du non-recours n'est pas l'objet de cet article. Cependant il est nécessaire de rappeler que tenir compte du patrimoine dans le calcul du RSA présente également des inconvénients, particulièrement par l'augmentation des coûts de calcul de l'éligibilité que cela entraîne. La possibilité de réduire le non-recours en prenant en compte le niveau de patrimoine doit également être abordée avec prudence. Contrôler le patrimoine implique une augmentation des coûts de demande de la prestation et risque d'amener des ménages précédemment bénéficiaires à entrer en situation de non-recours.

La nécessité d'un dispositif tel que le RSA « socle seul » est réaffirmée par ce résultat. Le non-recours provient essentiellement du ciblage du dispositif et non de la possibilité, pour les individus qui cumulent un faible niveau de revenu et un faible niveau de patrimoine, de vivre sans le dispositif. Ce résultat demanderait cependant à être confirmé de manière directe ce qui permettrait également de mesurer précisément l'influence du patrimoine sur le non-recours. Une telle démarche se heurte cependant à l'absence de données permettant de créer un lien direct entre non-recours et patrimoine.

L'étude a également mis en évidence la présence probable d'effets de réseaux dans le recours au RSA. Les effets de voisinage dans la diffusion de l'information et de la stigmatisation mériteraient d'être confirmés et mieux compris à l'aide d'une analyse spatiale du non-recours.

Références

- O. BARGAIN, H. IMMERVOLL et H. VIITAMÄKI : No claim, no pain. Measuring the non-take-up of social assistance using register data. *Journal of Economic Inequality*, 10(3):375–395, September 2012.
- T. BESLEY et S. COATE : Understanding welfare stigma: Taxpayer resentment and statistical discrimination. *Journal of Public Economics*, 48(2):165–183, July 1992.
- R. M. BLANK et P. RUGGLES : When Do Women Use Aid to Families with Dependent Children and Food Stamps? The Dynamics of Eligibility Versus Participation. *Journal of Human Resources*, 31(1):57–89, 1996.
- R. BLUNDELL, V. FRY et I. WALKER : Modelling the take-up of means-tested benefits: The case of housing benefits in the united kingdom. *The Economic Journal*, 98(390):pp. 58–74, 1988.
- F. BOURGUIGNON : Rapport final. Rapport, Comité national d'évaluation du RSA, 2011.
- P. DOMINGO et M. PUCCI : Le non-recours au revenu de solidarité active. Annexe 1 du rapport du comité national d'évaluation du rsa, 2012.
- P. DOMINGO et M. PUCCI : Impact du non-recours sur l'efficacité du RSA activité seul. *Economie et Statistique*, (467-468):117–140, 2014.
- J.-Y. DUCLOS : Modelling the take-up of state support. *Journal of Public Economics*, 58(3):391–415, November 1995.
- M. HERNANDEZ et S. PUDNEY : Measurement error in models of welfare participation. *Journal of Public Economics*, 91(1-2):327–341, February 2007.
- V. HERNANZ, F. MALHERBET et M. PELLIZZARI : Take-Up of Welfare Benefits in OECD Countries: A Review of the Evidence. OECD Social, Employment and Migration Working Papers 17, OECD Publishing, mars 2004.

- INTERNAL REVENUE SERVICE : Participation in the Earned Income Tax Credit Program for Tax Year 1996. Rap. tech., Washington, D.C., January 2002a.
- INTERNAL REVENUE SERVICE : Earned Income Tax Credit Participation Rate for Tax Year 2005. Rap. tech., Washington, D.C., 2009.
- P. LAMARCHE, N. MISSÈGUE et M. ROMANI : Patrimoine et niveau de vie sont liés, plus dans le haut que dans le bas de la distribution. *France, portrait social - édition 2012*, p. pp. 63–75, 2012.
- A. MATH et W. van OORSCHOT : La question du non-recours aux prestations sociales. *Recherches et prévisions*, 43(1):5–17, 1996. ISSN 1149-1590.
- K. MCGARRY : Factors determining participation of the elderly in supplemental security income. *The Journal of Human Resources*, 31(2):pp. 331–358, 1996.
- R. MOFFITT : An Economic Model of Welfare Stigma. *American Economic Review*, 73(5):1023–35, December 1983.
- U. NEUMANN et M. HERTZ : *Verdeckte Armut in Deutschland : Forschungsbericht im Auftrag der Friedrich-Ebert-Stiftung*. ISL, Inst. für Sozialberichterstattung und Lebenslagenforschung, 1998.
- W. K. NEWBY : A method of moments interpretation of sequential estimators. *Economics Letters*, 14 (2-3):201–206, 1984.
- T. O'DONOGHUE et M. RABIN : Doing it now or later. *American Economic Review*, 89(1):103–124, 1999.
- R. T. RIPHAHN : Rational Poverty or Poor Rationality? The Take-Up Study of Social Assistance Benefits. *Review of Income and Wealth*, 47(3):379–98, September 2001.
- J. K. SCHOLZ : The earned income tax credit: Participation, compliance, and antipoverty effectiveness. Rap. tech.
- A. TERRACOL : Coûts de perception et taux de non-recours aux prestations sous conditions de ressources. *Les cahiers de la MSE, série blanche*, n 2002.07, 2002.

Annexe A: Résultats de la régression de la première étape

L'estimation est réalisée sur les individus déclarant bénéficier du RSA et déclarant le montant de RSA dont ils bénéficient. Une partie des individus déclarant bénéficier du RSA ne déclarent pas le montant qu'ils perçoivent ce qui réduit l'échantillon.

TABLE 6 – Coefficients estimés de la régression

Variable	Coefficient	Ecart-type
Constante	411,7056	4,1539
Ressources hors activité et RSA	-0,2626	0,0132
Nombre d'enfants à charge	39,4994	3,2433
Couple	101,8005	9,3047
Nombre d'observations	2 271	
R ²	18,03	

Annexe B: Effets marginaux et élasticités du modèle corrigé

Les effets marginaux et les élasticités sont affichés uniquement pour les variables significatives au seuil de 5 %.

TABLE 7 – Effets marginaux et élasticités du modèle corrigé

Variable	Effet marginal	Elasticité
Montant des droits au RSA calculés	0,0006	0,506
Age moyen des adultes	-0,0307	-3,240
Couple	-0,1912	-0,085
Taux de bénéficiaire du RSA dans le département	0,0026	0,364
Habite en ville	0,0570	0,129
Bénéficie de prestations familiales	0,1139	0,125
Référant en emploi en 2009	-0,1299	-0,089

Annexe C: Niveaux d'éducation

La table 8 indique les niveaux d'éducation utilisés dans l'estimation. Les individus codés initialement par 9 (autres) ont été mis en valeur manquante.

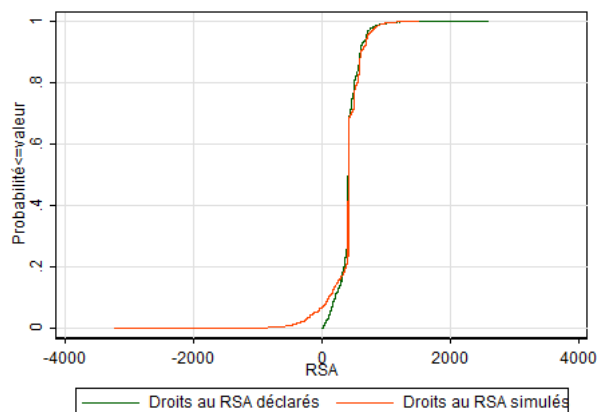
TABLE 8 – Niveaux d'éducation

Code	Niveau
1	Aucun diplôme
2	Certificat d'études
3	Brevet, BEPC
4	CAP, BEP
5	Bac
6	Deug, BTS, DUT
7	Licence, maîtrise, M1
8	DEA, Master, M2, doctorat ou équivalent

Annexe D: Qualité de la simulation des droits

Fonction de répartition des droits simulés et des droits déclarés.

FIGURE 1 – Qualité de la simulations des droits au RSA



TEPP Rapports de Recherche 2014

14-2. Une évaluation de l'impact de l'aménagement des conditions de travail sur la reprise du travail après un cancer

Emmanuel Duguet, Christine Le Clainche

14-1. Renforcer la progressivité des prélèvements sociaux

Yannick L'Horty, Etienne Lehmann

TEPP Rapports de Recherche 2013

13-10. La discrimination à l'entrée des établissements scolaires privés : Les résultats d'une expérience contrôlée

Loïc du Parquet, Thomas Brodaty, Pascale Petit

13-9. Simuler les politiques locales favorisant l'accessibilité à l'emploi

Mathieu Bunel, Elisabeth Tovar

13-8. Le paradoxe des nouvelles politiques d'insertion

Jekaterina Dmitrijeva, Florent Fremigacci, Yannick L'Horty

13-7. L'emploi des seniors : un réexamen des écarts de taux d'emploi européens

Laetitia Challe

13-6. Effets de quartier, effet de département : discrimination liée au lieu de résidence et accès à l'emploi

Pascale Petit, Mathieu Bunel, Emilia Ene Jones, Yannick L'Horty

13-5. Comment améliorer la qualité des emplois salariés exercés par les étudiants ? Les enseignements d'une expérience contrôlée

Jekaterina Dmitrijeva, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet, Pascale Petit

13-4. Evaluer l'efficacité d'une campagne de valorisation du bénévolat : Les enseignements de deux expériences contrôlées sur le marché du travail

Thomas Brodaty, Céline Emond, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet, Pascale Petit

13-3. Les différents parcours offerts par l'Education Nationale procurent-ils les mêmes chances d'accéder à l'emploi ?

Florent Fremigacci, Yannick L'Horty, Loïc Fu Parquet, Pascale Petit

13-2. Faut-il subventionner le permis de conduire des jeunes en difficulté d'insertion ?

Yannick L'Horty, Emmanuel Duguet, Pascale Petit, Bénédicte Rouland, Yiyi Tao

13-1. Anatomie d'une politique régionale de lutte contre les discriminations

Yannick L'Horty

La Fédération TEPP

La Fédération de recherche CNRS **Travail, Emploi et Politiques Publiques (TEPP, FR n°3435)** réunit des centres de recherche en économie et sociologie :

- Le **Centre d'Etudes des Politiques Economiques de l'université d'Evry, EPEE**, Université d'Evry Val d'Essonne
- Le **Centre Pierre Naville, CPN**, Université d'Evry Val d'Essonne
- Le **Centre de Recherche en Economie et Management, CREM**, Université de Caen Basse Normandie et Université de Rennes 1
- **L'Equipe de Recherche sur les Marchés, l'Emploi et la Simulation, ERMES**, Université de Paris II Panthéon-Assas
- **L'Equipe de Recherche sur l'Utilisation des Données Temporelles en Economie, ERUDITE**, Université de Paris-Est Créteil et Université de Paris-Est Marne-la-Vallée
- Le **Groupe d'Analyse des Itinéraires et des Niveaux Salariaux, GAINS**, Université du Maine

La Fédération TEPP rassemble 150 chercheurs et enseignants-chercheurs, 140 doctorants et 40 chercheurs associés, qui étudient les mutations du travail et de l'emploi en relation avec les choix des entreprises et analysent les politiques publiques en mobilisant les nouvelles méthodes d'évaluation.

www.tepp.eu