

Comment vivent les non-recourants du RSA socle?

Sylvain Chareyron *

1^{er} septembre 2014

Communication au 11ème congrès TEPP

Résumé

Cet article étudie le non-recours à la partie «socle seul» du Revenu de Solidarité Active. Cette partie du RSA a la particularité d'inclure uniquement des individus ne disposant d'aucun revenu d'activité. Une estimation du taux de non-recours corrigée des erreurs de simulations de l'éligibilité est proposée. Cette estimation se révèle significativement inférieure à celle obtenue en l'absence de correction. La mesure confirme pourtant la présence d'un phénomène de non-recours de foyers aux revenus très faibles. Les caractéristiques du non-recours de ces foyers sont observées et permettent d'avancer une explication de 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. L'étude montre que si l'utilité marginale du bénéfice joue bien un rôle important dans le recours au RSA, certaines catégories de foyers disposent d'actifs suffisants pour couvrir leurs besoins de base et réduire l'utilité marginale qu'ils retireraient de la participation au dispositif.

Introduction

Le Comité Nationale d'Evaluation 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) créé 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 qui l'estime entre 12,8% et 17,8% sur l'année 1996 et à 19% sur l'année 2005. 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'

*Érudite, Université Paris-Est and TEPP

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 source 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, généralement, pas possible de séparer le non-recours primaire (provient 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 Nationale d'Evaluation 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 individus 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. Une perte aussi importante pour des personnes sans revenu d'activité interpelle. L'étude est réalisée moins de deux ans après la mise en place du RSA, le taux élevé de non-recours sur le RSA activité pourrait donc provenir d'une montée en charge encore incomplète du dispositif sur les personnes nouvellement concernées, en revanche la partie socle du RSA concerne des individus précédemment éligibles au RMI.

La présence d'un phénomène de non-recours dans cette partie du dispositif pose la question de sa possibilité même et de son inclusion dans le cadre de la théorie 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. L'observation d'un non-recours à cette partie du dispositif signifierait que des individus parviennent à vivre en dessous de ce minimum vital. La deuxième question serait alors d'expliquer pourquoi ces individus ne demandent pas à bénéficier du dispositif. La valeur marginale du bénéfice doit être d'autant plus forte que les besoins sont élevés et la valeur marginale des coûts de perception d'autant plus faible que le temps disponible est élevé.

Le partie «socle seul» du RSA présente une occasion rare d'observer le phénomène du non-recours

uniquement sur des individus retirés du marché du travail et ne percevant aucun revenu d'activité. Certains dispositifs ne bénéficient qu'à des individus en emploi comme l'ETIC ou le WFTC et d'autres peuvent bénéficier aux individus en emploi comme sans emploi comme le RMI, le Supplementary Benefit ou le programme d'assistance Allemand.

L'estimation faite sur le RSA se base sur des données provenant d'une enquête réalisée dans l'objectif d'apporter une évaluation notamment sur le non-recours au RSA. La quasi-totalité des informations nécessaires au calcul de l'éligibilité sont donc présentes. Mais 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 bénéficiaire. L'estimation n'utilise pas de technique économétrique permettant de les prendre en compte ce qui rend donc la comparaison avec les résultats obtenus par Terracol (2002) sur le RMI difficile.

Deux types de stratégies ont été mises en place dans la littérature pour traiter les problèmes liés à l'utilisation des données d'enquêtes. La construction de modèles structurels par Duclos, Terracol et Hernandez et Pudney (2007) qui ont pour soubassement un modèle économique et une spécification explicite de l'utilité. Et l'utilisation de modèles réduits à variables instrumentales par 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» 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 biaisé 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 intrigant. 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 Nationale d'Evaluation 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 de la possibilité du non-recours à la partie «socle seul» du dispositif.

La partie suivante présente le dispositif du Revenu de Solidarité Active. Le modèle est présenté dans la deuxième partie et la troisième partie présente et explore les données utilisées. La spécification retenue est justifiée dans la quatrième partie. La partie 5 présente la méthode d'estimation retenue. 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 partie montre enfin 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. 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 2 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 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 l'individu bénéficie d'une allocation logement. Si les revenus hors activité du foyer sont pris en compte le patrimoine lui n'intervient pas dans le calcul. Le montant des droits au RSA se calcule de la façon suivante: $RSA = (\text{Montant forfaitaire} - 0,62 \times \text{Revenus d'activité}) - \text{Total des Ressources}$.

La partie activité du RSA présente l'apport essentiel 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. Le RSA activité touche une population plus large que le RSA ce qui permet d'envisager l'éventualité que le taux de non-recours élevé soit la cause d'une montée en charge encore incomplète. Inversement les individus éligibles au RSA «socle seul» l'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, il existe deux autres critères d'éligibilité au RSA. L'âge doit être supérieur à 25 ans pour bénéficier du RSA.¹ Les conditions de séjour sont également importantes pour les individus de nationalité étrangère. Les Européens ou Suisses 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 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 dispositif². Un ménage 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^* est positif. P^* 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 et des coûts C_i qui diffèrent en fonction des individus.

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

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 généralement conjointement 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 pourrait 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

1. Un RSA «jeune» existe également, il est perçu par moins de 10 000 allocataires en 2010 et ne sera pas étudié ici

2. 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

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.³

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 Nationale d'Evaluation du RSA et sur lesquelles les premières estimations du non-recours au dispositif se sont basées. L'enquête a été réalisée par la DARES et porte sur 15000 individus à revenu modeste tirés 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.

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 au montant qu'il déclare percevoir du RSA. 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 de biais 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 préoccupe pas. D'autre part les ressources hors activité fournies par l'enquête ont été soigneusement contrôlées et même 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 conservés.

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 Pucci⁴. De par

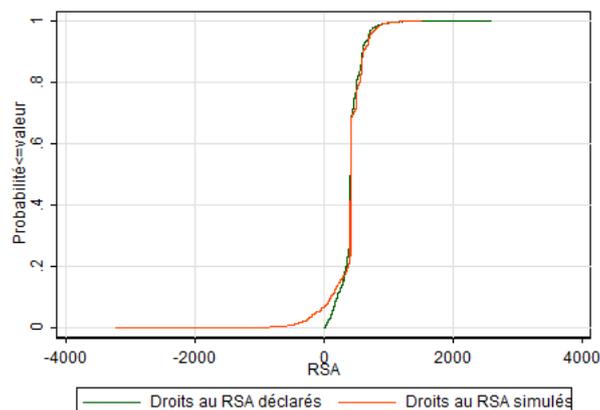
3. 26% des foyers se déclarant ou étant calculés comme éligible au RSA et ne bénéficiant pas de revenus d'activité se déclarent en recherche d'emploi contre 27% pour les autres foyers.

4. 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

TABLE 1 – Éligibilité simulée et bénéficiaire du RSA socle

	Éligibilité calculée négative	Éligibilité calculée positive	Total
Non-bénéficiaire	1187	1019	2206
Bénéficiaire	238	2172	2410
Total	1425	3191	4616

FIGURE 1 – Qualité de la simulations des droits au RSA



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. L'échantillon se compose au final de 4616 foyers dont 3191 avec une éligibilité calculée positive.

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

La comparaison entre la fonction de répartition des montants calculés et celle des montants déclarés (Figure 1) 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 non-participants par tranche de droit simulé. 6.35% 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 (30.71% des non-participants se situent dans la tranche des droits calculés allant de 400 à 600 euros), ce 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. Il est possible de remarquer que 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

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

Droits simulés (€)	Participants	Non-participants	Taux de participation(%) ⁵
Moins de -1800	.12	.94	.
-1800 à -1600	.16	1.35	.
-1600 à -1400	.16	2.07	.
-1400 à -1200	.25	2.97	.
-1200 à -1000	.41	4.68	.
-1000 à -800	.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 1000	99.46	99.82	75
1000 à 1200	99.83	99.95	75
1200 à 1400	99.92	100	66.67
1400 à 1600	100	100	100

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 bénéficier 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 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 la moyenne de l'âge, de l'éducation, du couple et de la nationalité européenne (hors France) est plus élevée 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.

4 Spécification

Les variables incluses dans le modèle doivent permettre de capter les effets liés à la valeur marginale des bénéficiaires du RSA. La variable qui jouera ce rôle, ici, sera le montant des droits au RSA. 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 et pourrait se suffire à lui-même en l'absence d'information supplémentaire concernant la situation financière des ménages.

Il est cependant possible d'ajouter des variables ayant servi au calcul des montants comme le fait de vivre en couple ou 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 marginale des gains au RSA. La vie en couple entraîne des économies d'échelle et permet de mutualiser les revenus. Un signe négatif

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(=1 si oui) ^a	0,14	0,16	0,09
Enfant à charge entre 4 et 13 ans(=1 si oui) ^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(=1 si habite en ville) ^a	0,82	0,85	0,74
Nationalité(=1 si européen hors France) ^b	0,016	0,013	0,023
Référant en emploi en 2009 ^b	0,146	0,109	0,223
Nombre d'observations	3191	2172	1019

^a Moyennes statistiquement différentes à 1%

^b Moyennes statistiquement différentes à 5%

de la variable couple signifierait que les conditions de vie sont plus aisées, toutes choses observables par ailleurs, pour un couple que pour un individu seul. La question serait alors de savoir si le dispositif du RSA «socle seul», qui est bâti sur le principe de donner à chacun selon ses besoins, corrige de cette inégalité. Si les causes de l'inégalité sont inobservables il est probable que non.

Il est également nécessaire d'inclure des variables permettant de capter les différences de coûts de perception du dispositif entre les ménages. Ces coûts d'information, de procédure et de stigmatisation étant inobservables, des variables sont incluses comme proxy.

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. En l'absence de l'établissement d'un modèle structurel il ne sera pas possible de séparer les deux effets mais simplement de savoir lequel prédomine.

Une variable indiquant si le foyer habite en ville ou en campagne est inclus, 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 dépense que le vie urbaine, l'utilité marginale du bénéfice du RSA soit moindre. Les foyers de nationalité extra-européenne ont été supprimés à cause de l'incertitude sur leur situation découlant de leurs conditions d'éligibilité particulières. Les individus de nationalité européenne mais non Français 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 bonne. Une variable indiquant si le répondant est de nationalité française ou bien européenne (hors France) est donc inclus. 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 (2000)).

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. La stigmatisation pourrait être d'autant plus forte que les allocataires du RSA sont rares, dans quel 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. 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.

La situation en emploi en 2009 est introduite pour mesurer l'influence de la proximité au marché du travail sur la probabilité de recourir au RSA. La montant et la valeur marginale de l'espérance des flux de bénéfice du RSA peut être réduite si l'individu pense être assez proche de l'emploi pour pouvoir augmenter ses revenus d'activité.

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 $\epsilon_i \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$, 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 .

A 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. Les facteurs qui laissent penser que ces erreurs de calcul ne sont pas négligeables ont été présentés et il est donc nécessaire d'employer une méthode permettant de réaliser une estimation non biaisée. La technique utilisée ici s'inspire 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 accréditent 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^* ⁶ du montant simulé B_i tel que l'équation devient :

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

et

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

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

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

6. 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.

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

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. Pour obtenir un estimateur consistant, 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 par régression MCO. Les variables utilisées pour la prédiction sont celles utilisées pour déterminer le montant des droits 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:

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

avec $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$.

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

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

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

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

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

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

v et ϵ étant supposés distribués selon une loi normale et de moyenne nulle, 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:

$$P(\theta \hat{B}_i + X_i \alpha + \eta_i > 0 | eligible) \times P(eligible) + P(\theta \hat{B}_i + X_i \alpha + \eta_i > 0 | pas eligible) \times P(pas eligible) \quad (15)$$

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.

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

$$(17)$$

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 $\Phi(B_i / \sigma_\mu)$. 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 RSA⁷.

7. 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%

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

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:

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

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 étant⁸:

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

6 Résultats

Les résultats de l'estimation du modèle probit simple et du modèle probit corrigé sont présentés dans la table 4^{9 10}.

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 de posséder 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, toute chose observable égale 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 stock d'épargne plus important.

Le paramètre de la variable de nationalité est négatif mais non significatif ce qui confirme les résultats de Riphahn (2000) et Neumann et Hertz (1998). Etre 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.

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

9. L'estimation de la première étape de la regression est présentée dans la table 6 de l'annexe.

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

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:

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

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 forte, 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 liée aux trois types de coûts à savoir stigmatisation, information et participation.¹¹ Tous les effets 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 généré par le stigma qu'entraîne sa demande. 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.

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:

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

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 bénéficiaire du RSA sur le nombre des individus calculés éligibles au RSA. Ce taux de non-recours cache cependant de forte disparité en fonction des caractéristiques du ménage et de sa propension à se sentir stigmatisée (ou à disposer de revenus de substitutions 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 leurs 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.

11. Un modèle structurel ne permettrait pas de différencier l'importance, pour chaque variable, des différents types de coûts s'exprimant en son sein. 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.

TABLE 4 – Coefficient 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 calculés	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
Possède un enfant à charge entre 0 et 3 ans	-0,2184 ***	0,0765	-0,1644	0,1165
Possède un 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'observation	3191		4616	
Log-Vraisemblance	-1772,7102		-1337,3233	

* : Significatif à 10%

** : Significatif à 5%

*** : Significatif à 1%

8 L'importance 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. L'explication pourrait venir du fait que l'âge, l'éducation et la situation familiale ne réduisent pas le recours au RSA uniquement par la stigmatisation auxquels ils sont liés, mais également parce qu'ils sont corrélés à des caractéristiques financières inobservées comme le niveau d'épargne ou les opportunités de revenu de substitution. Le sens de l'effet de l'âge, de l'éducation et de la situation familiale sur la probabilité de recourir au RSA sont tous cohérent avec cette interprétation.

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, une maison ou de l'épargne est corrélé avec l'éducation, l'âge et la situation familiale. 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) de l'INSEE «une part non négligeable des individus vivant en dessous du seuil de pauvreté dispose d'une épargne accumulée conséquente. Ces derniers sont généralement plus âgés que l'ensemble des individus en situation de pauvreté monétaire». La corrélation entre un faible niveau de revenu et de patrimoine n'est pas parfaite. Ainsi selon cette même étude, en 2009, seuls «3 % des ménages disposent d'un niveau de vie et d'un patrimoine brut inférieurs 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 50% des cas la personne de référence de ce type de ménage est peu ou pas diplômé et dans 50% des cas le ménage est composé d'une personne célibataire.

L'âge, le couple et l'éducation sont donc corrélées avec le patrimoine, pour les ménages se situant

dans le décile inférieur des revenus. Ces trois variables réduisent la valeur marginale 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'élasticité négative du recours à ces variables est également l'effet d'une diminution de la valeur marginale des bénéfices. Le non-recours sur la partie «socle seul» du dispositif est rendu possible par la possession d'actif qui se substitue 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 d'actifs.

Conclusion

Le non-recours aux dispositifs sociaux interroge les économistes 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, 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 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 24% est significativement plus faible que celui proposé par le Comité Nationale d'Evaluation du RSA mais ne disparaît pas. 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 est fortement élastique aux variables influençant le stigma et moins fortement à celles influençant les coûts de participation. La possibilité de non-recourir 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 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 prend pas non plus en compte les actifs. L'introduction du montant du RSA attendu dans la régression ne contrôle donc pas de l'effet lié au patrimoine. Le patrimoine du ménage peut pourtant fortement modifier la valeur marginale du bénéfice de la prestation en permettant au foyer de subvenir à ces 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 généré par l'utilité marginale retirée du bénéfice de la prestation.

Le non-recours est rendu possible par la possession par certain ménage d'un patrimoine suffisant pour couvrir leurs besoins de base et réduire l'utilité marginale 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 leurs gains marginaux sont moins élevés. Ils sont donc naturellement exclus du dispositif.

Cependant la prise en compte des actifs dans le calcul du RSA permettrait de mieux cibler la presta-

tion sur ceux qui n'en disposent pas comme c'est par exemple le cas pour le Hilfe zum Lebensunterhalt allemand ou pour le Supplemental Security Income 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 discriminer parfaitement 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 accessible à travers une procédure longue et stigmatisante.

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.

TABLE 5 – Taux de non-recours (en %)

	Célibataire	En couple
40 ans ou moins	15,67	25,13
Plus de 40 ans	27,95	44,58

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.
- 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.
- 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.
- 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. NEWAY : 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 of Social Assistance Benefits. IZA Discussion Papers 124, Institute for the Study of Labor (IZA), mars 2000.
- J. K. SCHOLZ : The earned income tax credit: Participation, compliance, and antipoverty effectiveness. Rap. tech.
- I. R. SERVICE : Participation in the Earned Income Tax Credit Program for Tax Year 1996. Rap. tech., Washington, D.C., January 2002a.
- I. R. SERVICE : Earned Income Tax Credit Participation Rate for Tax Year 2005. Rap. tech., Washington, D.C., 2009.
- 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: Résultat de la régression de la première étape

L'estimation est réalisée sur les individus déclarant bénéficiaire du RSA et déclarant le montant de RSA dont ils bénéficient. Une partie des individus déclarant bénéficiaire 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	4,15386
Ressources hors activité et RSA	-0,2626121	0,0132476
Nombre d'enfant à charge	39,4994	3,243288
Couple	101,8005	9,30475
Nombre d'observation	2271	
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