



**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

Sylvain Chareyron (*)

Résumé

Cet article s'intéresse au non-recours à la composante « socle seul » du Revenu de Solidarité Active (RSA) laquelle, contrairement à la composante « activité » de ce dispositif, a très peu été étudiée. La première partie de l'article est consacrée à l'estimation du taux de non recours au RSA « socle seul », en prenant en compte la sensibilité de cette estimation aux erreurs dues aux approximations dans le calcul de l'éligibilité au RSA et aux erreurs de déclaration des revenus de l'enquête ; l'estimation confirme un niveau élevé de non-recours, avec un taux compris dans une fourchette de 29% à 35%. La seconde partie de l'article compare les caractéristiques des foyers bénéficiaires du dispositif et des foyers éligibles mais qui n'y ont pas recours. Différents facteurs de ce phénomène de non-recours sont ainsi mis en évidence : le non-recours touche une proportion élevée de ménages au niveau de vie très modeste, dans une grande pauvreté. Le non-recours touche aussi des ménages aux niveaux de vie plus élevés, plus proches du marché du travail dont les gains retirés de la participation au dispositif sont moindres.

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

CODES JEL : I38, I32, D31.

(*) ERUDITE, Université Paris-Est et TEPP (FR CNRS no 3435), 61 Avenue du Général de Gaulle, 94010 Créteil, sylvain.chareyron@univ-paris-est.fr, 06 99 43 22 82.

Introduction

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

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

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

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

part importante des ménages éligibles au dispositif n'en bénéficiaient pas (Comité d'évaluation du RSA, 2011). Dans le cadre de ces travaux, Domingo et Pucci (2011) avaient notamment mis en avant le taux très élevé de non recours (68%) à la partie « activité seule » du dispositif, et évaluaient à 36 % le taux de non-recours sur la partie « socle seul ». Elles estimaient également la perte financière mensuelle moyenne pour les ménages concernés par le non recours à la partie « activité seule » du dispositif à 139 euros² et à 393 euros pour la partie « socle seul ».

Cet article s'inscrit dans la continuité de ces travaux. L'étude des déterminants du non-recours à cette partie « socle seul » du dispositif n'a en effet pas encore été réalisée. Pour le RSA « activité », on peut évoquer la montée en charge encore incomplète de cette partie du dispositif au moment de l'évaluation par le Comité d'évaluation (voir une présentation du RSA dans l'encadré 1), et peut-être aussi les relativement faibles montants de droits en jeu (de l'ordre de 160 euros mensuels moyens en 2010, cf. Domingo et Pucci 2014). En revanche, pour la partie « socle seul » du RSA, l'argument de la nouveauté du dispositif est moins convaincant, puisqu'il concernait alors des ménages précédemment éligibles au RMI ; les montants en jeu pour cette partie du dispositif sont par ailleurs plus substantiels, avec un montant mensuel moyen de droit de 439 euros en 2010 ((Domingo et Pucci, 2011) ; le faible niveau de revenu des foyers éligibles et l'absence d'emploi dans ces foyers le rendent également plus difficile à expliquer.

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

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

ici est donc dans un premier temps d'étudier la sensibilité de la mesure du non-recours au RSA, dans sa composante « socle » exclusivement, aux erreurs de calcul de l'éligibilité et de déclarations des revenus ; on examine ensuite les déterminants du non-recours.

Encadré 1 : Le dispositif du RSA

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

Le RSA prend la forme d'une allocation, versée à tout foyer éligible (voir plus bas), lui permettant d'atteindre un revenu garanti en fonction de sa composition, du montant de ses revenus d'activité et de ses autres revenus :

$$\text{RSA} = \text{revenu garanti} - \text{revenus d'activité} - \text{revenus (hors activité) du foyer.}$$

Le calcul du RSA prend en compte un forfait logement, qui est déduit du montant de base.

Composantes du dispositif et calcul du RSA

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

On peut distinguer deux grands types de bénéficiaires du RSA :

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

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

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

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

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

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

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

Critères d'éligibilité

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

Mesurer le taux de non-recours

Une mesure imprécise de l'éligibilité

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

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

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

Tableau 1 – Éligibilité simulée et bénéficiaires du RSA « socle seul »

	Foyers éligibles (selon la simulation)	Foyers non-éligibles (selon la simulation)	Total
Non-bénéficiaires	1 187	1 019	2 206
Bénéficiaires	238	2 172	2 410
Total	1 425	3 191	4 616

Notes : Les effectifs ne sont pas pondérés.

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

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

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

³ Le calcul de l'éligibilité utilisé ici est le même que celui utilisé par Domingo et Pucci (2011) et Domingo et Pucci (2014).

Tableau 2 – Répartition des bénéficiaires et des non-bénéficiaires par tranche de droit simulé

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

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

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

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

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

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

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

L'enquête de la DARES

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

La seconde phase de l'enquête a été menée en face-à-face en 2011 auprès de 3 300 foyers bénéficiaires du RSA ou éligibles au RSA mais non-recourants.

L'utilisation des fichiers de la taxe d'habitation pour échantillonner l'enquête ne prend en compte que les ménages des logements dits « ordinaires », ce qui exclut les habitations mobiles (roulottes, bateaux, etc.) ou les communautés (établissements hospitaliers, pénitentiaires, scolaires, hôteliers, et les communautés religieuses) ; les personnes sans domicile ne sont pas prises en compte dans l'enquête. Par ailleurs, seuls les foyers déjà constitués en 2008 sont inclus dans l'échantillon.

L'échantillon

Pour cette étude, nous nous concentrons sur les foyers susceptibles d'être éligibles au RSA « socle seul », c'est-à-dire les foyers qui, lors de l'enquête, déclarent n'avoir pas reçu de revenu d'activité lors des 3 derniers mois. Néanmoins, il est possible que des revenus d'activité aient été omis par les enquêtés ; certains foyers seraient alors considérés comme éligibles au RSA « socle seul » alors qu'ils n'y sont en réalité pas éligibles, ou qu'ils relèvent d'une autre composante du RSA. La confrontation des revenus d'activité tels que déclarés à l'enquête et de la situation en emploi du répondant du foyer permet de vérifier cette possibilité. On observe ainsi des incohérences, avec la présence dans l'échantillon de ménages qui déclarent n'avoir eu aucun revenu d'activité lors des trois derniers mois mais dont le répondant est en emploi régulier en mai 2009 et au moment de l'enquête. Nous choisissons de ne pas supprimer ces observations de l'échantillon principal et de réaliser des tests de sensibilité des résultats à leur présence à l'aide d'un échantillon restreint excluant ces observations.

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

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

De 29% à 35% de non-recours

Pour évaluer la sensibilité des résultats aux erreurs de calcul de l'éligibilité sur données d'enquête, deux mesures du taux de non-recours sont généralement effectuées. L'une, notée NRt1, est basée sur le seul nombre de ménages simulés éligibles (c'est celle retenue par Domingo et Pucci, 2011), l'autre, notée NRt2, sur la somme de ce nombre et du nombre de ménages simulés non-éligibles mais qui déclarent bénéficier du RSA. On note E le nombre de ménages éligibles au RSA « socle seul » d'après les simulations, R le nombre de ménages éligibles au dispositif et qui en bénéficient (les « recourants ») et M le nombre de ménages qui déclarent bénéficier du RSA « socle seul » mais qui ne sont pas éligibles d'après les simulations (les « mal classés »). Le nombre de bénéficiaires est donc $R + M$ mais une mesure directe de la population éligible qui ne recoure pas au RSA est $E - R$.

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

$$\text{NRt1} = (E - R) / E \quad (1)$$

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

$$\text{NRt2} = (E - R) / (E + M) \quad (2)$$

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

La sensibilité de la mesure est étudiée de deux façons : d’abord, en comparant la mesure obtenue pour l’échantillon total (échantillon 1) et pour un échantillon restreint qui exclut les ménages les plus suspectés d’avoir sous-déclaré leurs revenus d’activité (échantillon 2). Il s’agit de foyers dont le répondant est en emploi régulier en mai 2009 et au moment de l’enquête et n’a pas changé d’emploi entre les deux dates, et qui ne perçoivent pas d’indemnités de maladie ou de chômage, ni de prestations familiales. La sensibilité des résultats à la déclaration des revenus est étudiée en introduisant des variations dans le montant de ces revenus (tableau 4). Comme il est possible de supposer que les ressources ont été sous-déclarées dans l’enquête, des simulations sont effectuées pour des revenus augmentés de 5% et 15% pour tous les ménages. Pour tester la symétrie autour de la mesure de référence, une simulation est réalisée avec des ressources réduites de 5%.

Tableau 4 – Taux de non-recours au RSA « socle seul » (en %)

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

Note : Les taux de non-recours sont pondérés.

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

Champ : Ménages éligibles au RSA « socle seul ».

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

Le taux de non-recours apparaît sensible à la présence ou non des ménages les plus suspectés d’avoir sous-déclaré leurs revenus d’activité : dans l’échantillon restreint, le taux de non-recours est de 32% pour la mesure de référence, contre 35% pour l’échantillon total. Il est par contre peu sensible aux variations du montant des ressources utilisées dans la simulation. Le taux de non-recours au RSA « socle seul » s’établit donc dans une fourchette de 29% à 35%. Ce taux de non-recours recouvre de fortes disparités entre ménages, en particulier selon la composition familiale, l’âge et le niveau d’éducation (tableau 5). La fourchette d’estimation varie, par exemple, de 11 points de pourcentage parmi les ménages vivant en milieu rural, de 13 points parmi les ménages en couple sans enfant.

Tableau 5– Taux de non-recours pour différentes caractéristiques des ménages

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

Note : Les taux sont pondérés.

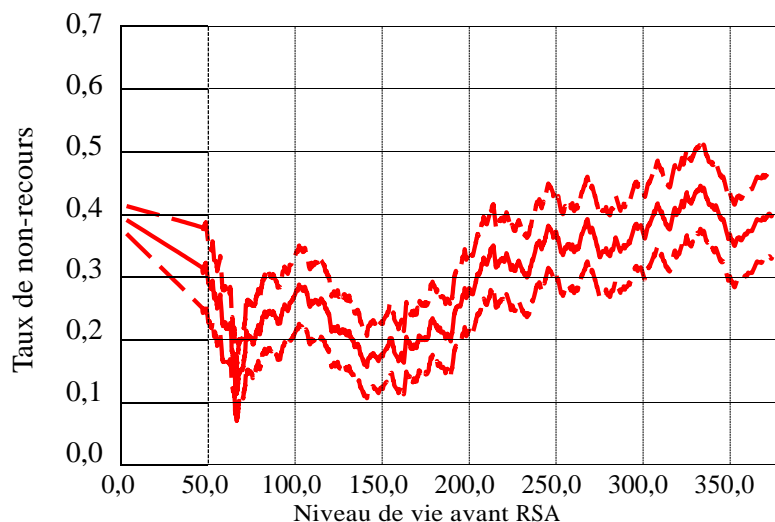
Lecture : Entre 15% et 17% des personnes seules avec enfants sont en non-recours.

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

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

Comme souligné plus haut, les statistiques descriptives suggèrent une association positive entre le revenu et la probabilité de recourir au RSA. Pour approfondir ce résultat surprenant et observer la linéarité de ce phénomène, le graphique 1 présente la distribution de la mesure de base du non-recours en fonction du revenu par unité de consommation avant RSA⁴. Le graphique semble indiquer la présence de deux phénomènes différents : un taux de non-recours élevé pour des niveaux de vie très faibles ou nuls, qui diminue jusqu'aux alentours de 70 euros puis, au-delà, une augmentation du taux de non-recours avec l'élévation du niveau de vie. Cette configuration pourrait indiquer une plus grande difficulté à être informé ou à entreprendre les démarches pour demander le dispositif pour les ménages en très grande difficulté financière mais elle peut également être liée à la distribution d'une autre variable explicative (par exemple la concentration des bénéficiaires d'une autre aide autour de 70€ de niveau de vie).

Graphique 1 – Distribution du non-recours en fonction du niveau de vie avant RSA



Notes : Les taux de non-recours sont pondérés. L'intervalle de confiance à 95% est indiqué par les deux traits en pointillés. L'effectif des tranches est de 200 individus sauf la première tranche qui contient tous les ménages ayant un niveau de vie avant RSA nul, soit 1884 foyers. Les proportions présentées sont calculées à la manière d'une moyenne mobile.
Lecture : Environ 39% des ménages qui n'ont aucun revenu (avant RSA) sont non-recourants.
Champ : Ménages éligibles au RSA « socle seul » (échantillon 1).
Source : Enquête quantitative sur le RSA 2010-2011, phase téléphonique, Dares.

Statistiques descriptives et hypothèses

Une première approche descriptive

Pour l'ensemble des foyers éligibles ainsi que pour les sous-échantillons des éligibles déclarant bénéficier du RSA et des éligibles déclarant ne pas bénéficier du RSA, le montant moyen des droits au RSA est de façon attendue plus élevé chez les bénéficiaires que chez les non-recourants (tableau 3). Une situation surprenante à première vue est que le montant moyen des revenus des foyers

⁴ Les taux de non-recours sont calculés pour des tranches de 164 ménages (sauf la première la dernière) et sont mesurés au point moyen de la tranche.

bénéficiaires est plus élevé que celui des foyers non-recourants. Il faut cependant différencier les ressources provenant des prestations familiales, des autres revenus. Le montant moyen des prestations familiales est plus élevé chez les foyers bénéficiaires alors que le montant moyen des autres revenus est plus élevé chez les non-recourants.

Tableau 3 –Moyennes des caractéristiques des ménages bénéficiaires et non-recourants

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

(a) Différence des moyennes statistiquement significative à 1 %.

(b) Différence des moyennes statistiquement significatives à 5 %.

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

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

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

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

Parmi les bénéficiaires, le montant moyen perçu des prestations familiales est de 97 € alors qu'il est de 38 € pour les foyers déclarant ne pas bénéficier du RSA. La forte différence des montants moyens de prestation familiale entre les deux groupes pourrait indiquer que le fait d'être en contact préalable avec une Caf ou d'avoir des enfants augmente la probabilité de demander le RSA (ce résultat a déjà été observé, voir Collombet (2014)). Des revenus non nuls ne sont par ailleurs pas incompatibles avec des montants de RSA élevés puisque la situation familiale a également un rôle dans l'attribution des droits.

Le niveau de vie⁵ avant RSA est proche dans les deux sous-populations (les graphiques de l'annexe A présentent les distributions des niveaux de vie des bénéficiaires et des non-recourants). Parmi les autres caractéristiques des ménages, les moyennes de l'âge, de l'éducation des adultes du foyer et du fait de vivre en couple sont plus élevées chez les non-recourants que chez les bénéficiaires. La situation est inverse pour la présence d'un enfant à charge dans le ménage, pour la part de bénéficiaires du RSA dans le département et pour le fait de résider dans une commune de type urbaine.

⁵ Le niveau de vie, ou revenu par unité de consommation, permet de comparer des ménages de taille et de compositions différentes. Le revenu est ajusté avec une échelle d'équivalence. L'échelle d'équivalence utilisée ici est celle dite « OCDE-modifiée », qui donne un poids de 1 au premier adulte du ménage, de 0.5 aux autres personnes de 14 ans ou plus et de 0.3 aux enfants de moins de 14ans

On peut finalement noter, à l'aide des informations fournies dans l'enquête en face-à-face que 14% des non-recourants au RSA « socle seul » déclarent n'avoir jamais entendu parler du RSA, 71% déclarent ne pas savoir comment il est calculé et 23% évoquent une question de principe (ne souhaite pas dépendre des aides sociales ou devoir quelque chose à l'état) comme raison principale de leur non-recours.

Les hypothèses

La littérature économique considère généralement que le non-recours rend compte de la décision du ménage de ne pas participer au dispositif⁶. Dans une optique du choix rationnel, où les décisions reposent sur un calcul économique visant à maximiser l'utilité du ménage éligible, le non-recours survient lorsque les coûts du recours sont supérieurs aux bénéfices attendus de la prestation (O'Donoghue et Rabin, 1999).

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

Le bénéficiaire d'une prestation familiale est introduit pour approximer les coûts d'informations. Le fait de bénéficier d'une prestation peut influencer sur ces coûts par la meilleure connaissance des dispositifs d'aide grâce, entre autres, aux informations fournies par les Caf à leurs allocataires (ce résultat a été mis en évidence dans le cas de l'allocation d'orphelin (CERC, 1986))⁷.

⁶ Le non-recours peut cependant ne pas provenir d'une décision lorsque le foyer n'a pas connaissance de l'existence de l'aide (Anne et Chareyron, 2017), ce qui est le cas de 14% des non-recourants au RSA « socle seul ».

⁷ Le bénéficiaire d'une allocation logement n'est en revanche pas renseigné dans l'enquête et ne peut donc pas être introduit dans l'estimation (même si le bénéfice de l'aide a pu être assimilé par erreur, par l'enquêté, aux allocations familiales).

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

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

L'estimation

Les déterminants du recours

Les résultats de l'estimation de modèles probit sont présentés dans le tableau 6, avec plusieurs spécifications : le modèle 1 contient les caractéristiques socio-économiques et les caractéristiques du ménage, puis le montant des bénéficiaires et les caractéristiques du lieu de résidence sont introduits dans les modèles 2 et 3. On teste finalement l'influence du choix du découpage de la variable de niveau de vie en introduisant l'information en quatre tranches dans deux configurations différentes : dans le modèle 4 on ajoute la tranche supplémentaire au-dessus de 70 euros et dans le modèle 5 on l'ajoute au-dessous de 70 euros. Pour faciliter l'interprétation, les effets marginaux au point moyen sont présentés. On n'observe pas de changement de signe et peu de changements de significativités des coefficients entre les différents modèles⁸. C'est avec la spécification du modèle 3 que l'on obtient les critères d'informations les plus faibles ; le modèle 3 sera donc discuté plus bas et utilisé dans les estimations suivantes⁹.

⁸ La corrélation entre le niveau de vie et le bénéfice d'une prestation familiale et celle entre le niveau de vie et le nombre d'enfants à charge se situe autour de 60%. La corrélation entre le bénéfice d'une prestation familiale et le nombre d'enfants est d'environ 80%. Le test VIF ne fait cependant pas apparaître de problème de colinéarité entre ces variables.

⁹ L'introduction du montant forfaitaire et des ressources du foyer à la place du montant des droits n'entraîne pas de changement important dans les résultats (résultats disponibles sur demande).

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

Concernant l'effet de la durée attendue d'éligibilité, la proximité à l'emploi (approximé par la situation en emploi du répondant un an avant l'enquête) réduit la probabilité de recours. Le recours moins fréquent des foyers dont les membres vivent maritalement est une autre indication du fait que de meilleures opportunités d'obtenir de nouveaux revenus réduisent la durée attendue d'éligibilité et la probabilité de recourir. Le montant des bénéfices a un effet significatif mais faible sur le recours : une augmentation de 100 euros des droits entraîne une augmentation de 2 points de pourcentage du recours. On observe que la probabilité de recours décroît avec l'augmentation du niveau de vie. L'effet localement positif du niveau de vie avant RSA sur le recours que suggérait le graphique 1 n'apparaît pas lorsque le bénéficiaire d'au moins une prestation familiale est introduit. Le recours au RSA apparaît donc décroître avec le niveau de vie avant RSA en dépit d'un taux de recours très faible pour les foyers dont le niveau de vie avant RSA est nul¹⁰ : le non-recours élevé parmi ces foyers est associé à l'absence fréquente de perception de prestations familiales. Cela confirmerait l'existence de coûts d'information élevés pour les ménages qui ne sont pas préalablement en contact avec une Caf, et qui maintiennent en grande pauvreté des ménages aux niveaux de vie déjà très bas. L'accès à l'information apparaît donc jouer un rôle très important dans l'explication du recours. Le bénéficiaire d'une prestation familiale accroît de 32 points de pourcentage la probabilité de recourir au RSA socle, c'est donc le facteur qui influence le plus fortement la probabilité de recours. Cet effet est probablement le résultat des informations communiquées par les Caf aux allocataires sur les prestations dont ils peuvent bénéficier (Okbani, 2013, 2014).

Ce phénomène de non-recours élevé pour des foyers aux niveaux de vie très faible est assez rarement mis en évidence dans la littérature, qui souligne plutôt que le non-recours touche davantage les ménages les moins pauvres (Blundell, Fry et Walker, 1988 ; McGarry, 1996 ; Pudney, Hernandez et Hancock, 2007). L'effet est d'ailleurs particulier au RSA « socle seul » et ne s'observe pas dans le cas du RSA « activité » où le non-recours apparaît principalement toucher les ménages les moins pauvres (Domingo et Pucci, 2011, 2014). On peut également noter que, à la différence du RSA « activité », le sexe et le nombre d'enfants n'ont pas d'effets significatifs sur la probabilité de recours du RSA « socle seul ».

¹⁰ 1 884 ménages éligibles ont un niveau de vie avant RSA nul.

Tableau 6 – Estimations de la probabilité de recours au RSA socle (modèles probit)

VARIABLES	Modèle (1)	Modèle (2)	Modèle (3)	Modèle (4)	Modèle (5)
Montant des droits au RSA (en milliers d'euros)		0,171** (0,073)	0,194** (0,073)	0,217** (0,080)	0,189** (0,073)
Caractéristiques sociodémographiques :					
<i>Niveau de vie (Réf : niveau de vie nul)</i>					
Niveau de vie positif et inférieur ou égal 70 euros	-0,083** (0,036)	-0,080** (0,036)	-0,086** (0,035)	-0,084** (0,035)	
Niveau de vie compris entre 70 euros et 100 euros				-0,206*** (0,046)	
Niveau de vie supérieur à 100 euros				-0,161*** (0,035)	
Niveau de vie positif et inférieur ou égal 30 euros					-0,019 (0,069)
Niveau de vie compris entre 30 euros et 70 euros					-0,098** (0,038)
Niveau de vie supérieur à 70 euros	-0,223*** (0,025)	-0,167*** (0,032)	-0,173*** (0,032)		-0,177*** (0,032)
Bénéficiaire de prestation(s) familiale(s)	0,325*** (0,036)	0,331*** (0,037)	0,321*** (0,036)	0,322*** (0,036)	0,326*** (0,036)
Répondant en emploi en 2009	-0,172*** (0,021)	-0,169*** (0,021)	-0,146*** (0,021)	-0,146*** (0,021)	-0,146*** (0,021)
Caractéristiques du ménage :					
Répondant de sexe masculin	0,012 (0,017)	0,013 (0,017)	0,015 (0,017)	0,015 (0,017)	0,014 (0,017)
Age moyen des adultes	-0,003*** (0,001)	-0,003*** (0,001)	-0,003*** (0,001)	-0,003*** (0,001)	-0,003*** (0,001)
Education moyenne des adultes	-0,010** (0,004)	-0,010** (0,004)	-0,008** (0,004)	-0,008** (0,004)	-0,008** (0,004)
<i>Situation maritale (Réf : Marié ou pacsé)</i>					
En couple mais non marié ou pacsé	0,164*** (0,043)	0,174*** (0,043)	0,180*** (0,042)	0,180*** (0,042)	0,180*** (0,042)
Célibataire	0,166*** (0,028)	0,192*** (0,030)	0,190*** (0,029)	0,192*** (0,030)	0,189*** (0,029)
Divorcé/Séparé	0,181*** (0,031)	0,207*** (0,032)	0,200*** (0,032)	0,203*** (0,032)	0,199*** (0,032)
Veuf	0,126** (0,050)	0,150** (0,050)	0,144** (0,050)	0,147** (0,050)	0,142** (0,050)
<i>Situation familiale (Réf : Pas d'enfant à charge)</i>					
1 enfant à charge	0,068** (0,031)	0,040 (0,032)	0,045 (0,032)	0,042 (0,032)	0,046 (0,032)
2 enfants à charge	0,055 (0,039)	0,007 (0,044)	0,015 (0,043)	0,009 (0,044)	0,013 (0,043)
Plus de 2 enfants à charge	0,100** (0,042)	0,041 (0,049)	0,042 (0,049)	0,032 (0,050)	0,039 (0,049)
Nationalité (=1 si européen hors France)	-0,082 (0,059)	-0,080 (0,059)	-0,058 (0,059)	-0,059 (0,059)	-0,059 (0,058)
Caractéristiques du lieu de résidence :					
Taux de bénéficiaire du RSA dans le département			0,003*** (0,000)	0,003*** (0,000)	0,003*** (0,000)
<i>Type de commune (Réf : Commune rurale)</i>					
Commune urbaine de moins de 100 000 habitants			0,093*** (0,022)	0,093*** (0,022)	0,093*** (0,022)
Commune 100 000 habitants ou plus			0,086*** (0,022)	0,086*** (0,022)	0,086*** (0,022)
AIC	3615	3609	3541	3542	3542
Nombre d'observations	3191	3191	3191	3191	3191

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

Lecture : Dans les 5 modèles, le fait d'habiter dans une commune de type urbaine augmente significativement la probabilité d'être recourant (coefficient positif et probabilité d'être dans l'erreur en rejetant l'absence d'influence inférieure à 1%).

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

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

Des déterminants différents en fonction des populations

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

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

Une appréciation de la robustesse des résultats

Comme pour l'estimation du taux de non-recours, certaines hypothèses peuvent influencer le résultat des estimations : en particulier l'hypothèse que les revenus sont parfaitement déclarés dans l'enquête. Pour tester la robustesse des résultats à la déclaration correcte des informations dans l'enquête on réalise l'estimation sur les foyers qui ne sont pas suspectés d'avoir sous déclarés leurs revenus (échantillon 2) ; on effectue également l'estimation avec des variations de -5%, 5% et 10% des revenus. Les résultats sont présentés dans le tableau 8. Les enquêteurs ont déclarés au moment de l'enquête si ils jugeaient les réponses des enquêtés fiables. On a donc effectué l'estimation sur les seules observations considérées comme étant fiables : l'estimation n'est réduite que de 10 ménages et les coefficients évoluent très peu¹¹.

L'estimation sur les ménages qui ne sont pas suspectés de sous-déclaration est réduite de 120 ménages éligibles¹² et ne voit pas ses coefficients varier fortement (hormis la deuxième tranche des niveaux de vie qui n'est plus significative et l'effet de la situation en emploi qui est réduit). Les estimations effectuées avec différentes variations des revenus ne remettent pas non plus en cause les conclusions précédentes : la probabilité de recours diminue avec le niveau de vie et le bénéfice d'une prestation familiale augmente fortement le taux de recours.

¹¹ Les résultats ne sont pas présentés mais sont disponibles sur demande.

¹² L'échantillon 2 exclut 138 ménages fortement suspectés d'avoir sous-déclaré leurs revenus d'activité (voir encadré 2). 120 d'entre eux sont éligibles et sont donc retirés de l'estimation.

Tableau 7 - Estimations de la probabilité de recours au RSA socle pour différentes sous-populations

VARIABLES	Niveau de vie inférieur à 70€	Niveau de vie supérieur à 70 euros	Célibataires	Couples
Montant des droits au RSA (en milliers d'euros)	-0,018 (0,273)	0,238*** (0,071)	0,299** (0,103)	0,134 (0,117)
Caractéristiques sociodémographiques :				
<i>Niveau de vie (Réf : niveau de vie nul)</i>				
Niveau de vie positif et inférieur ou égal 70 euros			-0,012 (0,043)	-0,205** (0,073)
Niveau de vie supérieur à 70 euros			-0,161*** (0,037)	-0,196** (0,079)
Bénéficiaire de prestation(s) familiale(s)	0,209*** (0,046)	0,278*** (0,051)	0,353*** (0,043)	0,288*** (0,077)
Répondant en emploi en 2009	-0,168*** (0,026)	-0,087** (0,036)	-0,132*** (0,025)	-0,103** (0,045)
Conjoint en emploi en 2009				-0,222*** (0,044)
Caractéristiques du ménage :				
Répondant de sexe masculin	0,027 (0,021)	-0,027 (0,031)	0,003 (0,020)	-0,005 (0,038)
Age moyen des adultes	-0,002*** (0,001)	-0,004 (0,002)	-0,002*** (0,001)	-0,004 (0,002)
Education moyenne des adultes	-0,008 (0,005)	-0,010 (0,007)	-0,006 (0,004)	-0,013 (0,011)
<i>Situation maritale (Réf : Marié ou pacsé)</i>				
En couple mais non marié ou pacsé	0,126* (0,064)	0,182*** (0,049)		0,134** (0,041)
Célibataire	0,171** (0,061)	0,120** (0,039)	<i>Réf</i>	
Divorcé/Séparé	0,180** (0,063)	0,134** (0,044)	0,005 (0,022)	
Veuf	0,102 (0,081)	0,138* (0,066)	-0,060 (0,047)	
<i>Situation familiale (Réf : Pas d'enfant à charge)</i>				
1 enfant à charge	0,087* (0,047)	0,032 (0,054)	-0,035 (0,041)	0,128** (0,060)
2 enfants à charge	0,022 (0,082)	0,025 (0,063)	-0,021 (0,055)	0,048 (0,081)
Plus de 2 enfants à charge	0,144 (0,121)	0,007 (0,067)	-0,002 (0,059)	0,059 (0,098)
Nationalité (=1 si européen hors France)	-0,060 (0,071)	-0,060 (0,107)	0,010 (0,067)	-0,278* (0,143)
Caractéristiques du lieu de résidence :				
Taux de bénéficiaire du RSA dans le département	0,003*** (0,001)	0,003*** (0,001)	0,003*** (0,000)	0,003** (0,001)
<i>Type de commune (Réf : Commune rurale)</i>				
Commune urbaine de moins de 100 000 habitants	0,099*** (0,027)	0,073** (0,038)	0,075** (0,025)	0,125** (0,051)
Commune de 100 000 habitants ou plus	0,087** (0,027)	0,074** (0,037)	0,065** (0,025)	0,124** (0,049)
Nombre d'observations	2216	975	2626	502

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

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

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

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

Tableau 8 – Estimations sur différents échantillons et avec différents découpages du niveau de vie

VARIABLES	Echantillon 2	-5+ revenus	+5% revenus	+15% revenus
Montant des droits au RSA (en milliers d'euros)	0,212** (0,073)	0,167** (0,071)	0,244*** (0,072)	0,206** (0,079)
Caractéristiques sociodémographiques :				
<i>Niveau de vie (Réf : niveau de vie nul)</i>				
Niveau de vie positif et inférieur ou égal 70 euros	-0,060 (0,037)	-0,107** (0,037)	-0,081** (0,035)	-0,111** (0,039)
Niveau de vie supérieur à 70 euros	-0,179*** (0,032)	-0,175*** (0,032)	-0,165*** (0,031)	-0,155*** (0,033)
Bénéficie de prestation(s) familiale(s)	0,320*** (0,036)	0,319*** (0,036)	0,340*** (0,036)	0,333*** (0,037)
Répondant en emploi en 2009	-0,044* (0,025)	-0,139*** (0,021)	-0,143*** (0,021)	-0,134*** (0,022)
Caractéristiques du ménage :				
Répondant de sexe masculin	0,022 (0,017)	0,018 (0,017)	0,012 (0,017)	0,011 (0,017)
Age moyen des adultes	-0,002*** (0,001)	-0,003*** (0,001)	-0,003*** (0,001)	-0,003*** (0,001)
Education moyenne des adultes	-0,008* (0,004)	-0,008* (0,004)	-0,008* (0,004)	-0,009** (0,004)
<i>Situation maritale (Réf : Marié ou pacsé)</i>				
En couple mais non marié ou pacsé	0,169*** (0,043)	0,184 (0,157)	0,187*** (0,043)	0,186*** (0,045)
Célibataire	0,179*** (0,031)	0,190 (0,153)	0,192*** (0,029)	0,205*** (0,031)
Divorcé/Séparé	0,190*** (0,033)	0,197 (0,154)	0,203*** (0,032)	0,217*** (0,033)
Veuf	0,133** (0,052)	0,145 (0,158)	0,142** (0,050)	0,147** (0,052)
<i>Situation familiale (Réf : Pas d'enfant à charge)</i>				
1 enfant à charge	0,032 (0,032)	0,039 (0,031)	0,051 (0,032)	0,048 (0,033)
2 enfants à charge	0,014 (0,043)	-0,006 (0,043)	0,011 (0,042)	0,006 (0,044)
Plus de 2 enfants à charge	0,037 (0,048)	0,021 (0,049)	0,050 (0,047)	0,053 (0,049)
Nationalité (=1 si européen hors France)	-0,072 (0,059)	-0,058 (0,059)	-0,062 (0,059)	-0,078 (0,060)
Caractéristiques du lieu de résidence :				
Taux de bénéficiaire du RSA dans le département	0,003*** (0,000)	0,003*** (0,000)	0,003*** (0,000)	0,003*** (0,000)
<i>Type de commune (Réf : Commune rurale)</i>				
Commune urbaine de moins de 100 000 habitants	0,072** (0,023)	0,100*** (0,022)	0,085*** (0,022)	0,081*** (0,023)
Commune 100 000 habitants ou plus	0,061** (0,023)	0,093*** (0,022)	0,080*** (0,022)	0,081*** (0,022)
AIC	3374	3617	3494	3410
Nombre d'observations	3071	3245	3160	3075

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

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

Champ : Ménages éligibles au RSA « socle » seul.

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

Conclusion

Le non-recours aux dispositifs sociaux interroge les décideurs et les chercheurs depuis maintenant quelques décennies. L'analyse économique, en faisant du non-recours le produit d'un arbitrage rationnel, a permis de mettre en évidence l'existence de coûts qui dissuadent certains ménages de

rentrer dans certains programmes d'aide. Parmi ces coûts, la stigmatisation liée à la demande des prestations sociales, particulièrement celles attribuées sous conditions de ressources, a été pointée du doigt. Le non-recours observé sur la partie « socle seul » du RSA est particulier car ce dispositif apporte généralement des ressources substantielles et touche des foyers qui ont des revenus inférieurs au montant forfaitaire du RSA. On pourrait donc s'attendre à ce que l'utilité retirée du bénéfice surpasse les coûts liés à la demande de l'aide.

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

Une limite de l'étude provient du manque d'information que l'on possède sur certaines ressources qui pourraient limiter le besoin d'aide du foyer. On peut classer ces ressources en trois catégories. Premièrement, les revenus provenant d'emplois non déclarés (une variable est présente mais ne semble pas bien renseignée) peuvent ne pas avoir été déclarés dans l'enquête. Deuxièmement, les transferts familiaux et les aides en nature ; ils doivent être déclarés lors de la demande du RSA et devraient l'être aussi dans l'enquête mais il est envisageable qu'ils soient sujets à des erreurs de déclaration car ces ressources ne font pas l'objet d'une question particulière. Troisièmement, le patrimoine des ménages (épargne, bien mobiliers, bien immobiliers) n'est pas demandé dans l'enquête, hormis les revenus de l'épargne qui sont regroupés avec d'autres sources de revenus. La possession d'un patrimoine, même faible, peut pourtant réduire l'utilité de bénéficier d'une aide : par exemple l'épargne accumulée peut être décaissée pour se substituer aux revenus. Dans les études étrangères où l'information était disponible, la variable liée au montant du patrimoine a ainsi un effet significatif sur le recours (Bargain, Immervoll et Viitamäki, 2012 ; Tempelman et Houkes-Hommes, 2015). Cette étude ne permet donc pas de savoir si une partie du paradoxe du non-recours au dispositif du RSA « socle seul » peut s'expliquer par la possession d'actifs, de revenus provenant d'un emploi non déclaré ou d'aides en nature qui puissent permettre au ménage d'accéder à des ressources dont le niveau de vie ne rend pas compte.

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

Références :

- Anne D. et Chareyron S. (2017)**, « Une analyse spatiale du non-recours aux dispositifs sociaux », *Revue d'économie politique*, à paraître.
- Bargain O., Immervoll H. et Viitamäki H. (2012)**, « No claim, no pain. Measuring the non-take-up of social assistance using register data », *Journal of Economic Inequality*, vol. 10, pp. 375-395.
- Besley T. et Coate S. (1992)**, « Understanding welfare stigma: Taxpayer resentment and statistical discrimination », *Journal of Public Economics*, vol. 48, n°2, pp. 165-183.
- Blundell R., Fry V. et Walker I. (1988)**, « Modelling the Take-up of Means-Tested Benefits: The Case of Housing Benefits in the United Kingdom », *Economic Journal*, vol. 98, pp. 58-74.
- Bourguignon F. (2011)**, « Rapport final », Rapport, La documentation française.
- Bramley G., Lancaster S. et Gordon D. (2000)**, « Benefit Take-up and the Geography of Poverty in Scotland », *Regional Studies*, vol. 34, n°6, pp. 507-519.
- CERC (1986)**, « Le veuvage avant soixante ans : ses conséquences financières. 1. les premiers mois du veuvage », *Document CERC*, n°81.
- Chareyron S. et Domingues P. (2016)**, « Take-up of Social Assistance Benefits: the case of the French Homeless », *Review of Income and Wealth*, forthcoming.
- Collombet C. (2014)**, « L'accès aux droits et le non-recours dans la branche Famille de la Sécurité Sociale », *Dossier d'Etude*, n°173.
- Currie J. (2006)**, « The Take-up of Social Benefits », in *Public Policy and the Income Distribution*, New York: Russell Sage Foundation, Alan J. Auerbach, David Card, and John M. Quigley, pp. 80-148.
- Department for Work and Pensions (2016)**, « Income-Related Benefits: Estimates of Take-up ».
- Domingo P. et Pucci M. (2011)**, « Le non-recours au revenu de solidarité active », Annexe 1 du rapport du Comité national d'évaluation du RSA.
- Domingo P. et Pucci M. (2014)**, « Impact du non-recours sur l'efficacité du RSA activité seul », *Economie et Statistique*, n°467-468, pp. 117-140.
- Duclos J.-Y. (1995)**, « Modelling the take-up of state support », *Journal of Public Economics*, vol. 58, n°3, pp. 391-415.
- Duclos J.-Y. (1997)**, « Estimating and Testing a Model of Welfare Participation: The Case of Supplementary Benefits in Britain », *Economica*, vol. 64, n°253, pp. 81-100.
- Finn D.J. et Goodship J. (2014)**, *Take-up of benefits and poverty: an evidence and policy review*, Centre for Economic and Social Inclusion.
- Hernandez M. et Pudney S. (2007)**, « Measurement error in models of welfare participation », *Journal of Public Economics*, vol. 91, n°1-2, pp. 327-341.

Hernanz V., Malherbet F. et Pellizzari M. (2004), « Take-Up of Welfare Benefits in OECD Countries: A Review of the Evidence », OECD Social, Employment and Migration Working Papers, n°17, OECD Publishing.

Internal Revenue Service (January 2002a), « Participation in the Earned Income Tax Credit Program for Tax Year 1996 », Washington, D.C.

Internal Revenue Service (2009), « Earned Income Tax Credit Participation Rate for Tax Year 2005 », Washington, D.C.

McGarry K. (1996), « Factors Determining Participation of the Elderly in Supplemental Security Income », *Journal of Human Resources*, vol. 31, pp. 331-358,.

Moffitt R. (1983), « An Economic Model of Welfare Stigma », *American Economic Review*, vol. 73, n°5, pp. 1023-1035.

Neumann U. et Hertz M. (1998), *Verdeckte Armut in Deutschland : Forschungsbericht im Auftrag der Friedrich-Ebert-Stiftung*, ISL, Inst. für Sozialberichterstattung und Lebenslagenforschung.

O'Donoghue T. et Rabin M. (1999), « Doing It Now or Later », *American Economic Review*, vol. 89, n°1, pp. 103-124.

Okbani N. (2013), « Le non-recours au RSA activité: étude exploratoire en Gironde », *Dossier d'études*,.

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

Pudney S., Hernandez M. et Hancock R. (2007), « The welfare cost of means-testing: pensioner participation in income support », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 22, n°3, pp. 581-598.

Riphahn R.T. (2001), « Rational Poverty or Poor Rationality? The Take-Up Study of Social Assistance Benefits », *Review of Income and Wealth*, vol. 47, n°3, pp. 379-398.

Scholz J.K. (1994), « The earned income tax credit: Participation, compliance, and antipoverty effectiveness », Institute for Research on Poverty Discussion Papers, n°1020-93, University of Wisconsin Institute for Research on Poverty.

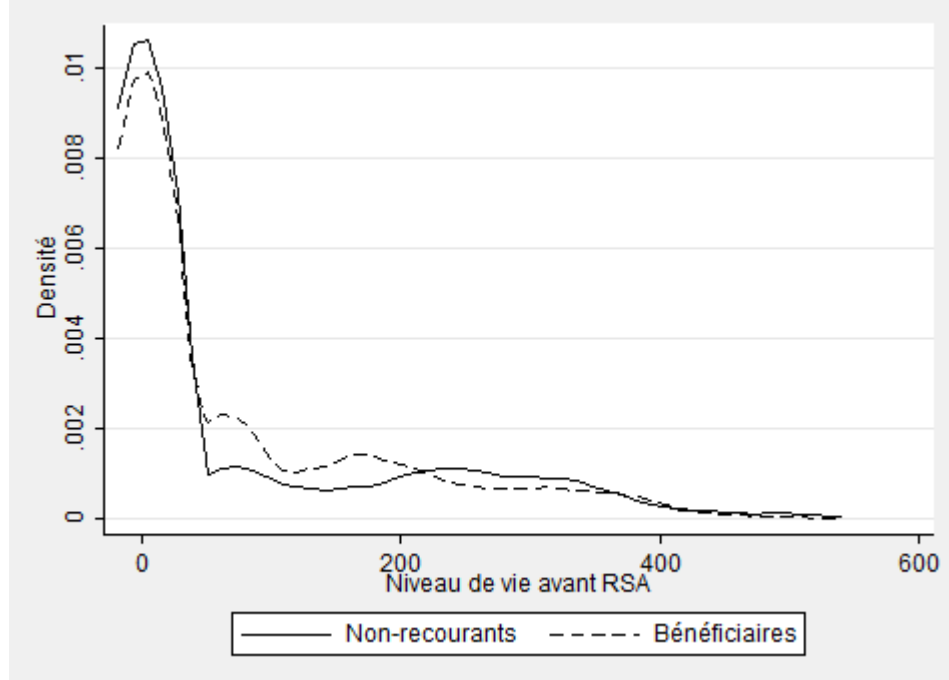
Tempelman C. et Houkes-Hommes A. (2015), « What Stops Dutch Households from Taking Up Much Needed Benefits? », *Review of Income and Wealth*,.

Terracol A. (2002), « Coûts de perception et taux de non-recours aux prestations sous conditions de ressources », *Les cahiers de la MSE, série blanche*, vol. n 2002.07.

Warlick J.L. (1982), « Participation of the Aged in SSI », *The Journal of Human Resources*, vol. 17, n°2, pp. 236.

Annexe A : Distribution des niveaux de vie

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



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

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

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