

Coûts de perception et taux de non-recours aux prestations sous conditions de ressources

Antoine Terracol*

Septembre 2001
Version préliminaire

Résumé

Nous cherchons à estimer les taux de non-recours au RMI et à l'API, ainsi que les coûts induits par leur perception à l'aide d'un modèle prenant en compte deux types d'erreurs de mesure pouvant affecter notre base de données. Il ressort que le taux de non-recours issu de notre modèle est sensiblement inférieur à celui évalué sur les données brutes, et que les coûts de perceptions ne vont pas pousser les agents sans autres ressources à ne pas faire valoir leurs droits. De plus, la présence de sous déclaration des revenus et de la perception de l'allocation est confirmée.

Introduction

Parmi les critères d'efficacité des prestations sous conditions de ressources, le taux de pénétration — et son corollaire, le taux de non-recours — occupe une place centrale aux côtés des critères d'efficacité redistributive et des problèmes de trappes à inactivité.

Le calcul d'un taux de non-recours et la détermination de ses causes permettra au gouvernement d'anticiper les réajustements budgétaires associées à une revalorisation du montant des prestations ; ainsi que d'améliorer l'efficacité des politiques de réduction de la pauvreté. Nous tenterons dans cet article d'étudier les déterminants des coûts associés à la perception de prestations sous conditions de ressources, ainsi que d'estimer un taux de non-recours tenant compte des éventuelles sous-déclaration des perceptions et des éléments permettant de calculer les droits des agents.

En effet, la plupart des études relatives aux coûts de perception des minima sociaux supposent implicitement que toutes les perceptions sont déclarées et que l'information disponible sur les revenus des agents est parfaite.

Or, s'il existe un coût de perception, éventuellement sous la forme d'un « stigma » psychologique, il est probable que certains allocataires préféreront ne pas révéler leur état.

De plus, des erreurs de mesure provenant des imprécisions de notre base de données risquent fort de venir entacher nos calculs.

Le calcul d'un taux de non-recours ne prenant pas en compte ces sous-déclarations surestimerait alors la proportion d'ayants droit ne bénéficiant pas de l'allocation.

*TEAM, Université Paris 1 et CNRS, 106-112 boulevard de l'Hôpital, 75647 Paris CEDEX 13.

Email : Terracol@univ-paris1.fr

L'auteur tient à remercier Claude Montmarquette ainsi que les participants du séminaire interne du pôle « microéconomie appliquée » de TEAM et de l'école doctorale META pour leurs commentaires et suggestions ; mais reste seul responsable des éventuelles erreurs restantes

Nous modéliserons explicitement (en étendant la méthode de Duclos, 1995, 1997) le fait que, les revenus des agents n'étant pas déclarés avec exactitude dans notre base de données, le calcul des droits théoriques des agents est certainement entaché d'erreurs ; et que les éventuelles perceptions de l'allocation ne seront pas systématiquement déclarées.

L'étude empirique se concentrera sur le RMI et l'API¹, et sera menée sur les données fournies par les trois premières vagues du Panel Européen, couvrant les années 1994, 1995 et 1996.

1 Les coûts de perception

La théorie économique standard nous dit que, en l'absence de coûts, tous les agents éligibles à une allocation devraient la percevoir effectivement. Or, la présence d'unités éligibles mais non perceptrices implique l'existence de coûts de perception

Ces derniers peuvent être de plusieurs types :

1.1 Les coûts d'information

La collecte d'informations concernant les barèmes et les conditions d'attribution des minima sociaux, les éventuels déplacements dans les centres d'aide sociale induisent des coûts pour les agents qui pensent être éligibles à une allocation.

De plus, les agents font face à une incertitude quant à leur éligibilité à la prestation, incertitude qui peut les amener à ne pas revendiquer leurs droits si le montant actualisé espéré de la prestation est faible.

Nous n'avons pas inclus dans cette version préliminaire de variables reflétant les éventuels problèmes d'informations des agents, mais un indicateur du nombre de commissions locales d'insertions par habitants pourrait être construit ultérieurement.

1.2 La stigmatisation sociale

Des coûts peuvent être induits car les agents se sentent « stigmatisés » par la perception d'une allocation.

Les travaux théoriques concernant la stigmatisation des allocataires de minima sociaux sont rares, on peut néanmoins citer Besley et Coate (1992) pour une explication théorique de la présence d'un stigma social, ainsi que Moffit (1983) pour son impact sur le comportement des agents.

Le terme de « stigma social » prend sa source dans la littérature sociologique, en particulier dans les travaux de Goffman (1963), et se définit comme un attribut engendrant une perception négative de ses possesseurs par le reste de la population. Besley et Coate (1992) notent que :

« La société est supposée valoriser certaines caractéristiques individuelles telles que la confiance en soi et une volonté de travailler durement, et les bénéficiaires de minima sociaux sont supposés en manquer. Donc, si la perception d'un minimum social par un individu est connue, d'autres individus en concluront qu'il est probable qu'il souffre d'une faiblesse de caractère »

La stigmatisation sociale, même si elle n'en constitue pas la totalité, peut donc être une explication centrale des coûts de perception et du phénomène du non-recours.

¹Voir l'encadré 1 pour une courte description de ces allocations

Besley et Coate (1992) présentent deux modèles de stigma social. Un premier modèle de discrimination statistique où le niveau de stigma dépend de la différence entre la désutilité moyenne du travail parmi les allocataires et la désutilité moyenne du travail de la population dans son ensemble, considérée comme une norme sociale. La différence entre ces deux niveaux de désutilité provenant de la présence parmi les allocataires d'agents ayant choisit la perception de l'allocation plutôt que le travail salarié, et donc présentant une plus forte désutilité du travail (les allocataires « de bonne foi », c'est-à-dire n'ayant pas d'autres sources potentielle de revenus sont supposés avoir, en moyenne, le même niveau de désutilité que la population non-allocataire). Un second modèle se base sur un ressentiment, variable selon leur degré d'altruisme des personnes imposables (et donc finançant l'allocation) envers les allocataires comme base de la stigmatisation.

Moffit (1983) propose un modèle d'offre de travail où une allocation différentielle vient compléter les revenus des agents jusqu'à un certain montant, mais où la perception de cette allocation engendre une désutilité fixe ou variant avec le montant de l'allocation². Les agents prennent ensuite leur décisions d'offre de travail et de perception de l'allocation. Il en teste ensuite les prévisions sur les données du *PSID* (en modélisant la participation à l'*AFDC*) et conclut à la présence effective d'une désutilité « fixe » (c'est-à-dire ne variant pas avec le montant de l'allocation).

1.3 La complexité

Les modalités d'attribution, de calcul et de paiement de certaines allocations ainsi que la multiplicité des démarches à accomplir induisent une forte complexité dans le système de minima sociaux français. Des contraintes sont également imposées aux allocataires du RMI, par exemple la signature d'un contrat d'insertion ou la réévaluation trimestrielle de ses droits par la commission locale d'insertion.

Cette complexité, ainsi qu'une incertitude sur la stabilité du revenu procuré par ces allocations (le mode de calcul de l'intéressement lié à la reprise d'une activité salariée ainsi que les critères d'attributions de l'allocation logement sont relativement obscures) peuvent pousser certains individus à ne pas percevoir une allocation pour laquelle ils sont éligibles.

À ce sujet, voir Afsa (1996) ainsi que le numéro 43 de *Recherches et Prévisions*.

²La composante variable du stigma implique une différence entre les utilités marginales des revenus tirés de l'allocation et les autres revenus

Encadré 1 : Le Revenu Minimum d'Insertion et l'Allocation de Parent Isolé

A : Le RMI

Assurer des moyens convenables d'existence à toute personne qui, en raison de son âge, de son état physique ou mental, de la situation de l'économie et de l'emploi, se trouve dans l'incapacité de travailler, tel est l'objet de la loi du 1er décembre 1988 qui a institué en France le Revenu Minimum d'Insertion.

Sa création, comme mécanisme quasi-universel d'aide aux personnes sans ressources, visait à prendre en charge des individus qui, touchés par les phénomènes de "nouvelle pauvreté" et en raison de leur situation atypique, se trouvent en lisière de la protection sociale. Ce dispositif en complète d'autres, plus anciens, adressés à des catégories particulières de la population : allocation aux adultes handicapés (AHH), allocation de parent isolé (API), allocation de solidarité spécifique (ASS), minimum vieillesse... Le RMI a été mis en place à partir de deux principes : le principe de citoyenneté qui accorde à tous le droit à un minimum vital, et le principe de responsabilité qui définit un ensemble d'obligations réciproques entre la société et les individus qui la composent. Le caractère universel du RMI est renforcé par l'accès à un ensemble de droits sociaux visant à fournir aux allocataires les bases d'une réinsertion sociale et professionnelle. Dans ce cadre, les allocataires doivent (en principe) signer un "contrat d'insertion" avec la Commission Locale d'Insertion.

La perception du RMI est uniquement liée à deux critères : un critère d'âge qui stipule que les bénéficiaires doivent avoir au moins 25 ans, et un critère de ressources calculées sur la composition du ménage

auquel appartient l'agent. Le montant de l'allocation reçue par les individus est défini comme la différence entre le plafond de ressources^a et les revenus moyens du ménage du trimestre précédent.

L'allocation du Revenu Minimum d'Insertion peut être cumulée avec des revenus d'activité de manière totale pendant trois mois, puis de manière partielle (avec deux seuils de dégressivité) pendant 12 mois. Si l'agent a travaillé moins de 750 heures au terme du 4e trimestre suivant la 1ère révision trimestrielle et si son parcours d'insertion le nécessite, le Préfet ou le directeur de l'organisme payeur peut décider de prolonger le cumul partiel pour les trimestres de droits suivants. Le cumul cesse lors de la 1ère révision trimestrielle après que le seuil des 750 heures a été atteint.

B : L'API

L'allocation de parent isolé (API), instauré par la loi du 9 juillet 1976 est un des minima sociaux les moins connus. Elle est destinée à assurer un revenu minimum à toute personne qui se retrouve seule à élever un ou plusieurs enfants (ou qui en attend un^b). L'API est à durée limitée : elle est versée soit pendant 12 mois, soit jusqu'à ce que l'enfant le plus jeune ait atteint l'âge de trois ans (voir Afsa, 1999). C'est, comme le RMI, une allocation différentielle, c'est-à-dire égale à la différence entre le revenu minimum garanti^a et la moyenne des ressources disponibles du trimestre précédent. Par contre, les dispositifs d'intéressements n'ont été introduits qu'à partir d'avril 1997, soit après la période couverte par nos données.

^aVoir l'annexe D.3 pour les montants des plafonds

^bNous n'avons malheureusement pas pu identifier ces personnes dans la base de données

2 Les études précédentes

En France, peu d'études se sont penchées sur le problème du non-recours aux prestations sous conditions de ressources. A notre connaissance, seul un numéro de *Recherches et Prévisions* (voir Math, 1996 ; van Oorschot, 1996 et van Oorschot et Math, 1996) aborde le problème et tente de donner des explications au phénomène. Le manque d'études quantitatives fiables y est souligné.

On peut cependant citer l'étude de Simon et Courel (2000) qui estime un taux de non-recours à l'allocation logement de moins de 1%, mais cette étude peut difficilement être comparée à la notre car elle utilise une base d'allocataires de la CAF du Havre, ce qui représente une population de ménages ayant des enfants, et

ayant déjà effectués des démarches administratives en vue de percevoir une allocation. De plus, la prestation sociale étudiée n'a pas la même connotation d'« assistanat » que le RMI ou l'API.

Les études économétriques, à l'exception de celles de Duclos (1995 et 1997) utilisent des modèles probit ou logit pour étudier le problème du non recours, et supposent donc implicitement l'absence de sous-déclaration des revenus et l'exactitude des déclarations de perception. Les données utilisées par Moffitt (1983) impliquent un taux de non recours de 55%, ce qui l'amène à soupçonner la présence de sous-déclaration de la perception de l'*AFDC*.

En Europe, on peut citer l'étude de Riphahn (2000) qui calcule un taux de non-recours de 63% pour deux allocations sous conditions de ressources en Allemagne pour l'année 1993. En Grande Bretagne, Duclos estime un taux de non-recours d'environ 20% pour les « *Supplementary Benefits* »

3 Les données

Nous utilisons dans cette étude les données françaises du Panel Européen (vagues 1 à 3). Cette base présente l'avantage d'inclure des calendriers détaillés d'activité et de revenus. Ces derniers étant désagrégés par type de revenus, il est possible de reconstruire mois par mois les revenus du ménage pris en compte dans le calcul de l'éligibilité au RMI ou à l'API.

On construit ainsi le montant de l'allocation la plus élevée (RMI ou API selon les cas) à laquelle les ménages ont droit, défini comme la différence entre le plafond de revenu (dépendant de la structure du ménage) et la moyenne de ses revenus des trois derniers mois. Le montant de ce droit « calculé » sera noté B_a dans le restant de l'article ; l'annexe D détaille son mode de calcul.

Les ménages sélectionnés pour l'analyse sont ceux ayant des revenus faibles ou irréguliers. On a donc exclu de l'échantillon les ménages dont au moins un des membres travaille à plein temps ou est retraité avec paiement d'une pension de retraite. Sont également exclus les ménages dont aucun membre n'a plus de 25 ans (sauf pour les parents isolés), ainsi que les ménages composés d'étudiants ou de militaires du contingent. De plus, on se limite aux ménages dont le membre le plus âgé a moins de 75 ans.

L'échantillon final se compose de 1773 ménages, dont environ 34% ont des droits calculés positifs, et 19% déclarent percevoir le RMI ou l'API à la date de l'enquête.

Le tableau 1 donne quelques caractéristiques de la population étudiée.

Tableau 1 – Description de l'échantillon

Variable	Moyenne	Écart-type	Min.	Max.
Age moyen des adultes	39.648	11.218	19.667	74.5
Niveau d'études moyen des adultes	2.462	1.434	0	5
Couple	0.373	0.484	0	1
Nombre d'enfants de moins de 3 ans	0.114	0.348	0	2
Nombre d'enfants entre 3 et 10 ans	0.271	0.63	0	4
Nombre d'enfants entre 10 et 25 ans	0.492	0.985	0	7
Proportion de non salariés dans le ménage ^a	0.918	0.185	0.5	1
Déclarent toucher le RMI ou l'API	0.193	0.395	0	1
Calculés éligibles	0.338	0.473	0	1
Montant des revenus avant l'allocation	5467.767	4242.589	0	25555.555
Montant des droits	-1766.977	3812.307	-14835.764	7123.5
Taux de RMistes dans le dept. ^b	1.523	0.578	0.554	2.999
Perçoit une autre allocation CAF	0.27	0.444	0	1
Droit à l'API > droit au RMI ^c	0.177	0.382	0	1
N			1773	

^aParmi les adultes

^bNombre de RMistes / population du département ; sources : CAF, INSEE

^cMême si ces derniers sont négatifs

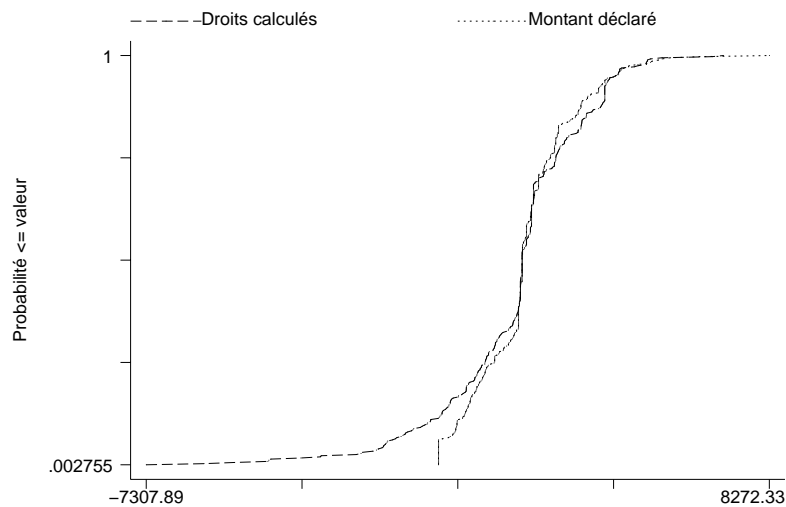
Le tableau 2 compare les montants des droits « théoriques » que nous avons calculés avec les montants déclarés perçus dans la base du Panel européen, et montre que notre calcul est relativement conforme aux montants qui sont reportés dans le Panel Européen (seules les observations ayant déclaré une perception de l'allocation sont prises en compte). On note toutefois la présence de droits « théoriques » négatifs parmi les agents ayant déclaré percevoir l'allocation.

La figure 1 présente les distributions cumulatives des droits calculés et du montant déclaré correspondant à la population du tableau 2.

Tableau 2 – Qualité du calcul des droits

Variable	Moyenne	Écart-type	Min.	Max.
Droits calculés	2033.434	1685.911	-5865	7123.5
Montant perçu	2238.183	1144.287	100	6527.167
N		342		

Figure 1 – Qualité du calcul des droits



Un rapide calcul montre cependant que le taux de non-recours apparent au RMI ou à l'API dans l'échantillon s'élève à 48%, ce qui semble relativement élevé (le tableau 3 croise l'éligibilité calculée avec la perception observée dans l'échantillon)³

De plus, on observe que 32 ménages, que nous supposons inéligibles, déclarent percevoir le RMI ou l'API (soit près de 10% des allocataires déclarés).

Ces deux considérations nous amènent à soupçonner la présence de sous-déclaration de la perception du RMI ou de l'API lors des enquêtes⁴, ainsi que d'erreurs de mesures des revenus des ménages dans le Panel Européen. Cette relative imprécision des données risque de venir biaiser fortement notre mesure du taux de non-recours.

En effet, la structure des données du Panel Européen nous impose de faire des approximations dans le calcul des revenus des ménages : pour chaque type de revenu, le répondant est invité à cocher les mois durant lesquels il l'a perçu, puis à indiquer le montant global que cela représentait sur l'année. Pour reconstituer les revenus mensuels, nous avons donc été obligés de diviser la somme totale indiquée par le nombre de mois de perception, et d'imputer cette somme pour chacun des mois cochés. Ce mode de calcul entraîne inévitablement des erreurs que notre modélisation statistique de la section 4 tentera de prendre en considération.

Tableau 3 – Décomposition éligibilité/perception

	Calculés inéligibles	Calculés éligibles	Total
Déclarent ne pas percevoir l'allocation (%)	1142 (97.27)	289 (48.25)	1431 (80.71)
Déclarent percevoir l'allocation (%)	32 (2.73)	310 (51.75)	342 (19.29)
Total (%)	1174 (100)	599 (100)	1773 (100)

³Voir également le tableau 10 en annexe D

⁴Besley et Coate (1992) notent que les individus souffrant d'un « stigma » peuvent tenter de « camoufler » leur état. De même, Moffit (1983) note la présence probable de sous-déclaration de l'allocation de l'AFDC dans le PSID

Le tableau 4 donne les statistiques descriptives pour le sous-échantillon des ménages que nos calculs font apparaître comme étant éligibles, en séparant ceux qui déclarent percevoir l'allocation des autres, et permet d'identifier les variables qui pourraient influencer sur la décision de perception de l'allocation. Toutefois, il ne permet pas de distinguer les effets « coûts de perception » des effets « sous déclaration ». L'analyse statistique développée dans la section 4 permettra de séparer ces deux effets.

Tableau 4 – Description de l'échantillon (2) : Sous échantillon des calculés éligibles

Variable	Déclarent percevoir		Déclarent ne pas percevoir	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
Age moyen des adultes**	38.357	10.635	35.876	10.688
Niveau d'étude moyen des adultes**	2.348	1.376	2.779	1.557
Couple*	0.197	0.398	0.26	0.439
Nombre d'enfants de moins de 3 ans	0.116	0.35	0.118	0.333
Nombre d'enfants entre 3 et 10 ans	0.358	0.671	0.315	0.652
Nombre d'enfants entre 10 et 25 ans	0.565	0.939	0.588	1.202
Taux de RMistes dans le dept.**	1.612	0.589	1.45	0.537
Revenus avant l'allocation**	1438.686	1800.796	2896.875	2904.531
N	310		289	

** : Moyennes significativement différentes au seuil de 1%

* : Moyennes significativement différentes au seuil de 10%

4 Modélisation statistique

On considère des agents éligibles⁵ à une allocation d'un montant B^* strictement positif.

Cependant nous ne connaissons pas le montant exact de B^* , nous calculons B_a avec $B^* = B_a + v$, avec

$$v \rightsquigarrow N(\mu_v, \sigma_v^2) \quad ^6$$

La perception de cette allocation engendre des coûts : $C = X\beta + \varepsilon$

Les coûts étant positifs, on a $\varepsilon \geq -X\beta$ (la distribution de ε est donc tronquée à gauche à $-X\beta$); la distribution (non tronquée) de ε est normale, centrée, et de variance σ_ε^2

Le bénéfice net de la perception de l'allocation s'écrit donc comme la différence entre le montant du droit réel et les coûts engendrés par la perception de l'allocation : $NB = B^* - C = B_a + v - X\beta - \varepsilon$

L'agent va effectivement percevoir cette allocation si et seulement si le bénéfice net issu de la perception est positif.

$$\text{On note } P \text{ la décision de perception, avec } P = \begin{cases} 1 & \text{si } NB > 0 \\ 0 & \text{si } NB \leq 0 \end{cases}$$

Afin de prendre en compte les éventuelles sous déclarations de la perception de l'allocation, on suppose que l'agent ne va pas toujours déclarer une éventuelle perception lors des enquêtes.

⁵Plus précisément : pour lesquels l'administration en charge du paiement de l'allocation calculerait un droit de B^*

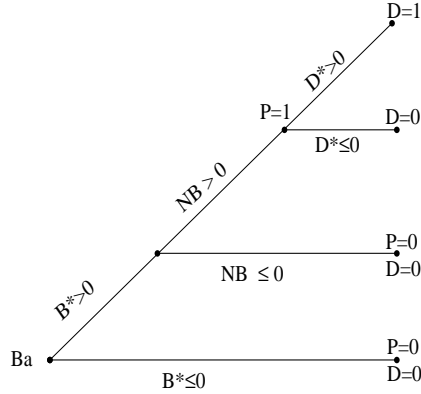
⁶On autorise une erreur systématique dans le calcul des droits en ne contraignant pas μ_v à être nul.

Il le fera si $D^* = Z\gamma + \mu > 0$, où μ suit une loi normale centrée-réduite⁷.

On note D la décision de déclaration d'une éventuelle perception, avec $D = \begin{cases} 1 & \text{si } D^* > 0 \\ 0 & \text{si } D^* \leq 0 \end{cases}$

L'analyste observe B_a et D , mais n'est pas en mesure, à partir des données brutes, de distinguer les différentes branches menant à $D = 0$ de l'arbre de la figure 2 :

Figure 2 – Structure du modèle



La densité jointe de (ε, μ) va s'écrire⁸ :

$$f_{\varepsilon, \mu}(\varepsilon, \mu) = \frac{1}{\Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right)} \begin{cases} \frac{1}{\sigma_\varepsilon \sigma_\mu} \phi\left(\frac{\varepsilon}{\sigma_\varepsilon}\right) \phi\left(\frac{\mu}{\sigma_\mu}\right) & \text{si } \varepsilon \geq -X\beta \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Pour mener à bien la dérivation de la fonction de log vraisemblance, on est amenés à distinguer deux cas selon la valeur de v .

1. $v \leq -B_a$

Le droit réel est négatif : $B^* \leq 0$ et donc l'agent perçoit 0⁹

On écrit alors le bénéfice net comme : $NB = -X\beta - \varepsilon$ qui est donc indépendant de v (et < 0 car les coûts sont positifs)

La densité jointe de (v, NB, μ) s'écrit :

$$f_{v, NB, \mu}^a(v, NB, \mu) = \frac{1}{\Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right)} \begin{cases} \frac{1}{\sigma_v \sigma_\varepsilon \sigma_\mu} \phi\left(\frac{v - \mu v}{\sigma_v}\right) \phi\left(\frac{NB + X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right) \phi\left(\frac{\mu}{\sigma_\mu}\right) & \text{si } NB \leq 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (4.1)$$

2. $v > -B_a$

⁷Sur ce point, notre modélisation diffère de celle de Duclos (1995 et 1997) car ce dernier suppose que seuls certains retraités peuvent confondre deux allocations. Il inclut donc dans son modèle une probabilité (constante) que ces derniers confondent l'aide étudiée avec une autre, et recalcule les droits de ces unités en tenant compte de l'éventuelle confusion

⁸Pour des raisons pratiques d'estimation, on fait une hypothèse d'indépendance entre ε et μ . La vraisemblance incluant une corrélation entre ces deux termes est toutefois donnée en annexe B, mais n'a pas été estimée ici.

⁹Il est évident qu'un agent avec un droit négatif, c'est-à-dire avec des revenus dépassant le plafond de ressources ne va pas payer l'administration pour atteindre ce plafond. On peut écrire le montant reçu par l'agent comme $\max[0, B^*]$

Le droit réel est positif, $B^* > 0$ et donc le bénéfice net s'écrit : $NB = B_a + v - X\beta - \varepsilon$

NB dépend alors de, et donc est corrélé à, v

De plus, les coûts étant positifs, on a $NB \leq B_a + v$

La densité jointe de (v, NB, μ) s'écrit alors :

$$f_{v,NB,\mu}^b(v, NB, \mu) = \frac{1}{\Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right)} \begin{cases} \frac{1}{\sigma_v \sigma_{NB} \sigma_\mu} \phi_2\left(\frac{v-\mu v}{\sigma_v}, \frac{NB-B_a-\mu v+X\beta}{\sigma_{NB}}, \rho_{NBv}\right) \phi\left(\frac{\mu}{\sigma_\mu}\right) & \text{si } NB \leq B_a + v \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (4.2)$$

avec :

$$\sigma_{NB} = \sqrt{\sigma_v^2 + \sigma_\varepsilon^2}$$

$$\rho_{NBv} = \frac{\sigma_v}{\sigma_{NB}}$$

La probabilité que l'on observe ($D = 1$) s'écrit :

$$P(D = 1) = \int_{-B_a}^{\infty} \int_0^{B_a+v} \int_{-Z\gamma}^{\infty} f_{v,NB,\mu}^b(v, NB, \mu) \partial\mu \partial NB \partial v \quad (4.3)$$

L'équation (4.3) représente la probabilité que les droits réels soient positifs, que le bénéfice net le soit également, et que l'agent ait décidé de déclarer cette perception.

La probabilité que l'on observe ($D = 0$) s'écrit :

$$P(D = 0) = \left[\begin{aligned} & \int_{-B_a}^{\infty} \int_0^{B_a+v} \int_{-\infty}^{-Z\gamma} f_{v,NB,\mu}^b(v, NB, \mu) \partial\mu \partial NB \partial v \\ & + \int_{-B_a}^{\infty} \int_{-\infty}^0 \int_{-\infty}^{\infty} f_{v,NB,\mu}^b(v, NB, \mu) \partial\mu \partial NB \partial v \\ & + \int_{-\infty}^{-B_a} \int_{-\infty}^0 \int_{-\infty}^{\infty} f_{v,NB,\mu}^a(v, NB, \mu) \partial\mu \partial NB \partial v \end{aligned} \right] \quad (4.4)$$

L'équation (4.4) représente la probabilité que les droits réels soient positifs, que le bénéfice net le soit également, mais que l'agent ait décidé de ne pas déclarer cette perception ; ou que les droits réels soient positifs mais que le bénéfice net ne le soit pas, quelle qu'ait été la décision de déclaration de l'agent ; ou que les droits réels soient négatifs, et donc les bénéfices nets également (car on a supposé des coûts positifs), quelle qu'ait été la décision de déclaration de l'agent.

Après simplifications¹⁰, l'équation (4.4) devient :

$$P(D = 0) = \frac{1}{\Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right)} \left[\begin{aligned} & \Phi\left(\frac{-Z\gamma}{\sigma_\mu}\right) \left(\Phi\left(\frac{B_a+\mu v}{\sigma_v}\right) \Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right) - \Phi_2\left(\frac{B_a+\mu v}{\sigma_v}, \frac{-B_a-\mu v+X\beta}{\sigma_{NB}}, -\rho_{NBv}\right) \right) \\ & + \Phi_2\left(\frac{B_a+\mu v}{\sigma_v}, \frac{-B_a-\mu v+X\beta}{\sigma_{NB}}, -\rho_{NBv}\right) \\ & + \Phi\left(\frac{-B_a-\mu v}{\sigma_v}\right) \Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right) \end{aligned} \right]$$

De même¹⁰, l'équation (4.3) devient :

¹⁰Voir l'annexe A pour la dérivation formelle de ces expressions.

$$P(D = 1) = \frac{\Phi\left(\frac{Z\gamma}{\sigma_\mu}\right)}{\Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right)} \left[\Phi\left(\frac{B_a + \mu_\nu}{\sigma_\nu}\right) \Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right) - \Phi_2\left(\frac{B_a + \mu_\nu}{\sigma_\nu}, \frac{-B_a - \mu_\nu + X\beta}{\sigma_{NB}}, -\rho_{NB\nu}\right) \right]$$

La log-vraisemblance de l'échantillon peut donc s'écrire¹¹ :

$$LL = \left\{ \begin{array}{l} \sum_{D=0,1} \left[-\ln\left(\Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right)\right) \right] \\ + \sum_{D=1} \left[\ln\left(\Phi\left(\frac{B_a + \mu_\nu}{\sigma_\nu}\right) \Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right) - \Phi_2\left(\frac{B_a + \mu_\nu}{\sigma_\nu}, \frac{-B_a - \mu_\nu + X\beta}{\sigma_{NB}}, -\rho_{NB\nu}\right)\right) \right] \\ + \sum_{D=0} \left[\ln\left(\Phi\left(\frac{-Z\gamma}{\sigma_\mu}\right) \left(\begin{array}{l} \Phi\left(\frac{B_a + \mu_\nu}{\sigma_\nu}\right) \Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right) \\ - \Phi_2\left(\frac{B_a + \mu_\nu}{\sigma_\nu}, \frac{-B_a - \mu_\nu + X\beta}{\sigma_{NB}}, -\rho_{NB\nu}\right) \right) \right) \right. \\ \left. + \Phi_2\left(\frac{B_a + \mu_\nu}{\sigma_\nu}, \frac{-B_a - \mu_\nu + X\beta}{\sigma_{NB}}, -\rho_{NB\nu}\right) \right. \\ \left. + \Phi\left(\frac{-B_a - \mu_\nu}{\sigma_\nu}\right) \Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right) \right] \end{array} \right\} \quad (4.5)$$

5 Résultats de l'estimation

5.1 Spécification du modèle

Les variables retenues dans l'analyse reflètent les caractéristiques socio-économiques des unités de droits : l'âge moyen des adultes, leur niveau d'étude, le nombre et l'âge des enfants... Le taux de d'allocataires du RMI dans le département intervient comme une proxy pour le niveau de stigmatisation sociale au sens de Besley et Coate (1992). Leur modèle lie le niveau de stigmatisation à la différence de désutilité du travail entre la population des allocataires et la population dans son ensemble, et non au taux de RMistes dans la population. Cependant, si on suppose que les agents à forte désutilité du travail sont répartis uniformément dans l'espace, alors un plus fort taux d'allocataires du RMI va faire baisser le niveau moyen de désutilité du travail parmi les allocataires de minima sociaux.

L'équation de déclaration inclut les variable d'âge moyen des adultes ainsi que leur niveau moyen d'étude. L'identification des paramètres de l'équation de coûts nécessite l'existence d'une variable présente dans l'équation de déclaration, mais pas dans celle de coûts. Il a été décidé d'utiliser une variable indicatrice de la perception d'autre(s) allocation(s) versée(s) par la Caisse d'Allocations Familiales (CAF). En effet, l'allocation du RMI — comme celle de l'API — est versée par la CAF ; et il est donc possible qu'une confusion des allocations ait lieu, les agents déclarant tout leurs revenus versés par la CAF comme des revenus liés à la famille. Nous utilisons également une variable indiquant si le droit à l'API était plus élevé que celui au RMI, car il est possible que les allocataires de l'API soient moins enclins à cacher cette perception.

La composante d'erreur systématique dans le calcul des droits (notée μ_ν) dépendra d'une variable indicatrice valant 1 si l'unité de droits est composée d'un couple non marié¹² ainsi que d'une variable indiquant si le montant des revenus « bruts » (c'est-à-dire avant la perception éventuelle de l'allocation) du ménage

¹¹Pour des raisons d'identification, on impose $\sigma_\mu = 1$ lors de la maximisation de (4.5)

¹²Nous avons en effet constaté qu'une forte proportion () des observations pour les quelles $B_a < 0$ mais $D = 1$ sont des couples non-mariés

était supérieur à zero.

5.2 Résultats

Tableau 5 – Résultats de l'estimation

Variable	Coefficient	(Écart-type)
Équation de coûts		
Age moyen des adultes	0.056*	(0.026)
(Age moyen des adultes) ²	-0.0004	(0.0004)
Niveau d'études moyen des adultes	-0.04	(0.095)
Couple	0.5 [†]	(0.291)
Nombre d'enfants de moins de 3 ans	-1.864	(1.395)
Nombre d'enfants entre 3 et 10 ans	-0.65**	(0.131)
Nombre d'enfants entre 10 et 25 ans	-0.045	(0.146)
A des frais de logement	-0.447	(0.313)
ln(taux de RMistes dans le dept.)	-1.413**	(0.327)
Équation de déclaration		
ln(âge moyen des adultes)	3.181*	(1.435)
Niveau d'études moyen des adultes	-0.374**	(0.142)
Perçoit une autre allocation CAF	-0.586	(0.556)
Droit à l'API > droit au RMI	0.718	(0.569)
Constante	-8.547 [†]	(4.596)
Erreur de calcul		
Revenus bruts >0	-1.607**	(0.042)
Couple non marié	1.015**	(0.144)
Autres variables		
σ_ε	0.118**	(0.002)
σ_ν	2.192**	(0.122)
N	1773	
Log-vraisemblance	-441.236	
$\chi^2_{(15)}$	7203.901	
Seuils de significativité : † : 10% * : 5% ** : 1%		

L'analyse des coefficients estimés (donnés dans le tableau 5) nous conduit aux résultats suivants, relativement conformes à l'intuition économique : les coûts sont globalement croissants avec l'âge, et un âge moyen des adultes plus élevé va augmenter la probabilité de déclaration de la perception. Le niveau d'étude moyen des adultes n'influence pas significativement les coûts, mais influe négativement sur la probabilité de déclaration de l'allocation. La structure des ménages va également beaucoup jouer sur les coûts : le fait d'être en couple (marié ou non) va augmenter les coûts, et le nombre d'enfants à charge va les diminuer. Cependant, cette diminution va dépendre de l'âge des enfants : plus ces derniers sont jeunes, plus cette diminution sera substantielle (bien que seul le coefficient associé aux enfants entre 3 et 10 ans soit significatif.). La présence de frais de logement¹³ va également, bien que de manière non significative, faire diminuer les coûts associés à la perception du RMI ou de l'API. Le taux RMistes dans le département, qui constitue ici une proxy pour le degré de stigmatisation sociale tel que définit par Besley et Coate (1992), a une influence

¹³Qu'il s'agisse d'un loyer ou d'un remboursement de prêt d'accèsion à la propriété.

significativement négative sur les coûts de perception ; il est donc clair que l'environnement social des ménages a une forte influence sur le niveau de stigmatisation que ces derniers ressentent. Il faut également noter, outre le fait que les jeunes et les diplômés vont moins facilement révéler leur état d'allocataire, le signe des coefficients attachés à la perception d'une autre allocation CAF et au fait que le droit à l'API soit supérieur à celui au RMI sur la probabilité de déclaration : il semble y avoir effectivement des confusions d'allocations de la part de certains allocataires, ainsi qu'une plus grande réticence à déclarer la perception du RMI.

L'étude des coefficients de l'équation définissant l'erreur de calcul des droits nous révèle que les ménages ayant déclaré percevoir des revenus positifs (avant l'allocation) ont, en moyenne, sous-estimés ces derniers de 1600 FF. De même, les couples non mariés font valoir des droits supérieurs, en moyenne, de 1000 FF à ceux que nous avons calculés¹⁴.

À titre de comparaison, le tableau 6 présente les résultats d'une estimation probit sur l'échantillon des calculés éligibles. Si certains résultats sont compatibles avec ceux reportés dans le tableau 5, notamment ceux liés à la vie en couple, au taux de RMIstes dans le département et à la présence de frais de logement, d'autres semblent moins plausibles, tels la baisse de la probabilité de participation associée à la présence d'enfants de plus de trois ans.

Tableau 6 – Modèle probit

Variable	Coefficient	(Écart-type)
Montant des droits	0.381**	(0.048)
Age moyen des adultes	0.135**	(0.042)
(Age moyen des adultes) ²	-0.001**	(0.001)
Niveau d'études moyen des adultes	-0.099*	(0.044)
Couple	-0.579**	(0.153)
Nombre d'enfants de moins de 3 ans	0.234	(0.196)
Nombre d'enfants entre 3 et 10 ans	-0.038	(0.099)
Nombre d'enfants entre 10 et 25 ans	-0.141*	(0.065)
A des frais de logement	0.184	(0.14)
ln(taux de RMIstes dans le dept.)	0.441**	(0.154)
Constante	-3.431**	(0.888)
<hr/>		
N	599	
Log-vraisemblance	-353.287	
$\chi^2_{(10)}$	122.193	
<hr/>		
Seuils de significativité :	† : 10%	* : 5% ** : 1%

5.3 Coûts de perception

Nous donnons dans le tableau 7 quelques moyennes des espérances de coûts estimés par notre modèle présenté dans le tableau 5. Celles-ci diffèrent de la prédiction linéaire $X\beta$ car on doit tenir compte de la

¹⁴Il faut ici préciser que ce que nous appelons erreur de calcul se réfère non à la différence entre les droits issus de nos calculs et les droits légaux des ménages, mais bien à la différence entre nos calculs et les droits que ces ménages font valoir auprès de l'administration. Ainsi, il est probable que les membres de couples non mariés se déclarent comme vivant seuls afin que les revenus de leurs conjoints ne soient pas pris en compte dans le calcul des droits.

troncature à $-X\beta$ de la distribution de ε . L'espérance de coût est donc donnée par (cf. Greene, 2000, p. 899) :

$$E[\text{Coût}] = X\beta + E[\varepsilon|\varepsilon > -X\beta] = X\beta + \sigma_\varepsilon \left(\frac{\phi\left(\frac{-X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right)}{1-\Phi\left(\frac{-X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right)} \right)$$

Tableau 7 – Espérances de coût

		Personnes seules	Couples
Coûts	Tous	673 FF	960 FF
	Pas d'enfants	708 FF	1285 FF
	Un enfant ^a	14 FF	34 FF
	Des enfants ^b	514 FF	840 FF

^a de moins de trois ans

^b de plus de trois ans

Ces coûts, relativement conséquents pour les ménages sans enfants, restent dans tous les cas inférieurs aux plafonds de ressources, et ne vont donc pas, en moyenne, induire les agents sans autres ressources à ne pas percevoir l'allocation à laquelle ils auraient droit. Seuls les personnes ayant des droits relativement faibles peuvent décider de ne pas les faire valoir au vu des coûts qu'ils subiraient.

6 Une mesure du taux de non-recours

Une définition intuitive du taux de non-recours à une prestation sous conditions de ressources serait la proportion de non-allocataires parmi les ayant-droit à la prestation.

Cependant, il n'est pas possible de savoir, avec nos données, si un ménage est réellement éligible à la prestation.

Nous connaissons par contre la probabilité pour qu'il le soit, ainsi que la probabilité pour qu'il la perçoive effectivement. On peut donc définir une mesure du taux de non-recours comme la moyenne sur l'échantillon de :

$$T_1 = \Pr(P = 0 | B^* > 0) \tag{6.1}$$

où les probabilités sont calculées à partir des coefficients estimés par notre modèle.

le taux moyen de non-recours dans la population s'établit à 35%, soit un indicateur nettement inférieur à celui estimé sur les données brutes.

Le tableau 8 présente les estimations¹⁵ des taux de non-recours moyens pour différents sous-échantillons.

¹⁵Voir l'annexe C pour le mode de calcul de ces taux.

Tableau 8 – Taux de non-recours

		Personnes seules	Couples
T ₁	Tous	0.32	0.40
	Pas d'enfants	0.37	0.64
	Un enfant ^a	0	0.002
	Des enfants ^b	0.16	0.34

^a de moins de trois ans

^b de plus de trois ans

7 Conclusion

Nous avons cherché dans cet article à appréhender le phénomène du non-recours aux prestations sous conditions de ressources en estimant les coûts de perception du RMI et de l'API en France sur les données fournies par le Panel Européen.

A cette fin, un modèle se basant sur la technique décrite par Jean-Yves Duclos (1995 et 1997) a été développé.

Les résultats mettent en évidence la présence de coûts de perception ainsi que de sous-déclaration de la perception des allocations et du niveau de revenus dans la base de données. Les espérances de coûts associés au modèle impliquent que seuls les agents ayant des droits nettement inférieurs aux droits maximaux pourraient décider de ne pas percevoir l'allocation. Une mesure du taux de non-recours a ensuite été définie, mesure selon laquelle le taux de non-recours réel est largement inférieur à celui calculé sur les données brutes.

La présence de ces coûts implique que la population des allocataires de minima sociaux est une sous-population sélectionnée de la population cible de ces dispositifs. Il importe donc de ne pas négliger ce biais de sélection potentiel dans l'analyse des durées de perception ainsi que dans l'étude de l'impact des minima sociaux sur les comportements des agents, notamment concernant leur offre de travail.

L'existence de ces coûts a également des implications sur l'analyse des durées de perception et de l'impact de ce programme sur l'offre de travail. En effet, ils induisent un phénomène de sélection non-aléatoire des bénéficiaires de minima sociaux, sélection qui peut, si elle n'est pas prise en compte, biaiser les résultats d'études qui tenteraient de mesurer leur durée ou leur impact.

Le traitement adéquat de cette sélection des échantillons de bénéficiaires de minima sociaux sera l'objet de recherches futures.

Annexes

A Calcul des vraisemblances.

En substituant (4.1) et (4.2) dans (4.3) et (4.4) selon le domaine d'intégration, on obtient :

$$P(D = 0) = \frac{1}{\Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right)} \left[\int_{-B_a}^{\infty} \int_0^{B_a+\nu} \int_{-\infty}^{-Z\gamma} \frac{1}{\sigma_\nu \sigma_{NB} \sigma_\mu} \phi_2\left(\frac{v-\mu_\nu}{\sigma_\nu}, \frac{NB-B_a-\mu_\nu+X\beta}{\sigma_{NB}}, \rho_{NB\nu}\right) \phi\left(\frac{\mu}{\sigma_\mu}\right) \partial\mu \partial NB \partial v \right. \\ \left. + \int_{-B_a}^{\infty} \int_{-\infty}^0 \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sigma_\nu \sigma_{NB} \sigma_\mu} \phi_2\left(\frac{v-\mu_\nu}{\sigma_\nu}, \frac{NB-B_a-\mu_\nu+X\beta}{\sigma_{NB}}, \rho_{NB\nu}\right) \phi\left(\frac{\mu}{\sigma_\mu}\right) \partial\mu \partial NB \partial v \right. \\ \left. + \int_{-\infty}^{-B_a} \int_{-\infty}^0 \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sigma_\nu \sigma_\varepsilon \sigma_\mu} \phi\left(\frac{v-\mu_\nu}{\sigma_\nu}\right) \phi\left(\frac{NB+X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right) \phi\left(\frac{\mu}{\sigma_\mu}\right) \partial\mu \partial NB \partial v \right] \quad (\text{A.1})$$

$$P(D = 1) = \frac{1}{\Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right)} \int_{-B_a}^{\infty} \int_0^{B_a+\nu} \int_{-Z\gamma}^{\infty} \frac{1}{\sigma_\nu \sigma_{NB} \sigma_\mu} \phi_2\left(\frac{v-\mu_\nu}{\sigma_\nu}, \frac{NB-B_a-\mu_\nu+X\beta}{\sigma_{NB}}, \rho_{NB\nu}\right) \phi\left(\frac{\mu}{\sigma_\mu}\right) \partial\mu \partial NB \partial v \quad (\text{A.2})$$

Simplifications des éléments de (A.1) :

$$\int_{-\infty}^{-B_a} \int_{-\infty}^0 \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sigma_\nu \sigma_\varepsilon \sigma_\mu} \phi\left(\frac{v-\mu_\nu}{\sigma_\nu}\right) \phi\left(\frac{NB+X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right) \phi\left(\frac{\mu}{\sigma_\mu}\right) \partial\mu \partial NB \partial v = \Phi\left(\frac{-B_a-\mu_\nu}{\sigma_\nu}\right) \Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right)$$

$$\int_{-B_a}^{\infty} \int_{-\infty}^0 \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sigma_\nu \sigma_{NB} \sigma_\mu} \phi_2\left(\frac{v-\mu_\nu}{\sigma_\nu}, \frac{NB-B_a-\mu_\nu+X\beta}{\sigma_{NB}}, \rho_{NB\nu}\right) \phi\left(\frac{\mu}{\sigma_\mu}\right) \partial\mu \partial NB \partial v \\ = \int_{-B_a}^{\infty} \int_{-\infty}^0 \frac{1}{\sigma_\nu \sigma_{NB}} \phi_2\left(\frac{v-\mu_\nu}{\sigma_\nu}, \frac{NB-B_a-\mu_\nu+X\beta}{\sigma_{NB}}, \rho_{NB\nu}\right) \partial NB \partial v \\ = \Phi_2\left(\frac{B_a+\mu_\nu}{\sigma_\nu}, \frac{-B_a-\mu_\nu+X\beta}{\sigma_{NB}}, -\rho_{NB\nu}\right)$$

$$\int_{-B_a}^{\infty} \int_0^{B_a+\nu} \int_{-\infty}^{-Z\gamma} \frac{1}{\sigma_\nu \sigma_{NB} \sigma_\mu} \phi_2\left(\frac{v-\mu_\nu}{\sigma_\nu}, \frac{NB-B_a-\mu_\nu+X\beta}{\sigma_{NB}}, \rho_{NB\nu}\right) \phi\left(\frac{\mu}{\sigma_\mu}\right) \partial\mu \partial NB \partial v \\ = \int_{-\infty}^{-B_a} \int_0^{B_a+\nu} \int_{-\infty}^{-Z\gamma} \frac{1}{\sigma_\nu \sigma_{NB} \sigma_\mu} \phi_2\left(\frac{-v+\mu_\nu}{\sigma_\nu}, \frac{NB-B_a-\mu_\nu+X\beta}{\sigma_{NB}}, -\rho_{NB\nu}\right) \phi\left(\frac{\mu}{\sigma_\mu}\right) \partial\mu \partial NB \partial v \\ = \int_{-\infty}^{-B_a} \int_{-\infty}^{B_a+\nu} \int_{-\infty}^{-Z\gamma} \phi_2(\cdot) \phi(\cdot) - \int_{-\infty}^{-B_a} \int_{-\infty}^0 \int_{-\infty}^{-Z\gamma} \phi_2(\cdot) \phi(\cdot) \\ \int_{-\infty}^{-B_a} \int_{-\infty}^0 \int_{-\infty}^{-Z\gamma} \phi_2(\cdot) \phi(\cdot) = \Phi_2\left(\frac{B_a+\mu_\nu}{\sigma_\nu}, \frac{-B_a-\mu_\nu+X\beta}{\sigma_{NB}}, -\rho_{NB\nu}\right) \Phi\left(\frac{-Z\gamma}{\sigma_\mu}\right)$$

En faisant un changement de variables de NB en $NB - \nu$, on obtient :

$$\int_{-\infty}^{-B_a} \int_{-\infty}^{B_a+\nu} \int_{-\infty}^{-Z\gamma} \phi_2(\cdot) \phi(\cdot) = \Phi\left(\frac{-Z\gamma}{\sigma_\mu}\right) \Phi\left(\frac{B_a+\mu\nu}{\sigma_\nu}\right) \Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right)$$

En effet : $\sigma_{(NB-\nu)} = \sigma_\varepsilon$; $\rho_{(NB-\nu)\nu} = 0$; $E[NB - \nu] = B_a - X\beta$

On obtient donc :

$$P(D=0) = \frac{1}{\Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right)} \left[\begin{array}{l} \Phi\left(\frac{-Z\gamma}{\sigma_\mu}\right) \left(\Phi\left(\frac{B_a+\mu\nu}{\sigma_\nu}\right) \Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right) - \Phi_2\left(\frac{-B_a-\mu\nu}{\sigma_\nu}, \frac{-B_a-\mu\nu+X\beta}{\sigma_{NB}}, -\rho_{NB\nu}\right) \right) \\ + \Phi_2\left(\frac{B_a+\mu\nu}{\sigma_\nu}, \frac{-B_a-\mu\nu+X\beta}{\sigma_{NB}}, -\rho_{NB\nu}\right) \\ + \Phi\left(\frac{-B_a-\mu\nu}{\sigma_\nu}\right) \Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right) \end{array} \right] \quad (\text{A.3})$$

Simplifications des éléments de (A.2) : (on utilise le même changement de variables que précédemment)

$$\begin{aligned} & \int_{-B_a}^{\infty} \int_0^{B_a+\nu} \int_{-Z\gamma}^{\infty} \frac{1}{\sigma_\nu \sigma_{NB} \sigma_\mu} \phi_2\left(\frac{v-\mu\nu}{\sigma_\nu}, \frac{NB-B_a-\mu\nu+X\beta}{\sigma_{NB}}, \rho_{NB\nu}\right) \phi\left(\frac{\mu}{\sigma_\mu}\right) \partial\mu \partial NB \partial v \\ = & \int_{-B_a}^{\infty} \int_0^{B_a+\nu} \int_{-Z\gamma}^{\infty} \frac{1}{\sigma_\nu \sigma_{NB} \sigma_\mu} \phi_2\left(\frac{-v+\mu\nu}{\sigma_\nu}, \frac{NB-B_a-\mu\nu+X\beta}{\sigma_{NB}}, -\rho_{NB\nu}\right) \phi\left(\frac{-\mu}{\sigma_\mu}\right) \partial\mu \partial NB \partial v \\ = & \int_{-B_a}^{\infty} \int_{-\infty}^{B_a+\nu} \int_{-Z\gamma}^{\infty} \phi_2(\cdot) \phi(\cdot) \partial\mu \partial NB \partial v - \int_{-B_a}^{\infty} \int_{-\infty}^0 \int_{-Z\gamma}^{\infty} \phi_2(\cdot) \phi(\cdot) \partial\mu \partial NB \partial v \\ = & \Phi\left(\frac{Z\gamma}{\sigma_\mu}\right) \Phi\left(\frac{B_a+\mu\nu}{\sigma_\nu}\right) \Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right) - \Phi_2\left(\frac{B_a+\mu\nu}{\sigma_\nu}, \frac{-B_a-\mu\nu+X\beta}{\sigma_{NB}}, -\rho_{NB\nu}\right) \Phi\left(\frac{Z\gamma}{\sigma_\mu}\right) \end{aligned}$$

On a donc :

$$P(D=1) = \frac{\Phi\left(\frac{Z\gamma}{\sigma_\mu}\right)}{\Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right)} \left[\Phi\left(\frac{B_a+\mu\nu}{\sigma_\nu}\right) \Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right) - \Phi_2\left(\frac{B_a+\mu\nu}{\sigma_\nu}, \frac{-B_a-\mu\nu+X\beta}{\sigma_{NB}}, -\rho_{NB\nu}\right) \right] \quad (\text{A.4})$$

B Vraisemblance si ε et μ sont corrélés

Dans ce cas, la vraisemblance s'écrit :

$$LL = \left\{ \begin{array}{l} \sum_{D=0,1} \left[-\ln \left(\Phi \left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon} \right) \right) \right] \\ + \sum_{D=1} \left[\ln \left(\begin{array}{c} \Phi \left(\frac{B_a + \mu_v}{\sigma_v} \right) \Phi_2 \left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon}, \frac{Z\gamma}{\sigma_\mu}, \rho_{\varepsilon,\mu} \right) \\ - \Phi_3 \left(\frac{B_a + \mu_v}{\sigma_v}, \frac{-B_a - \mu_v + X\beta}{\sigma_{NB}}, \frac{Z\gamma}{\sigma_\mu}, -\rho_{v,NB}, \rho_{v,\mu}, -\rho_{NB,\mu} \right) \end{array} \right) \right] \\ + \sum_{D=0} \left[\ln \left(\begin{array}{c} \Phi \left(\frac{B_a + \mu_v}{\sigma_v} \right) \Phi_2 \left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon}, \frac{-Z\gamma}{\sigma_\mu}, -\rho_{\varepsilon,\mu} \right) \\ - \Phi_3 \left(\frac{B_a + \mu_v}{\sigma_v}, \frac{-B_a - \mu_v + X\beta}{\sigma_{NB}}, \frac{-Z\gamma}{\sigma_\mu}, -\rho_{v,NB}, -\rho_{v,\mu}, \rho_{NB,\mu} \right) \\ + \Phi_2 \left(\frac{B_a + \mu_v}{\sigma_v}, \frac{-B_a - \mu_v + X\beta}{\sigma_{NB}}, -\rho_{v,NB} \right) + \Phi \left(\frac{-B_a - \mu_v}{\sigma_v} \right) \Phi \left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon} \right) \end{array} \right) \right] \end{array} \right\} \quad (\text{B.1})$$

C Calcul des taux de non-recours

L'équation (6.1) définit la probabilité conditionnelle de ne pas percevoir l'allocation sachant que l'on y a droit, on peut la réécrire comme :

$$\begin{aligned}
 T_1 &= \Pr(P = 0 / B^* > 0) \\
 &= \frac{\Pr(P = 0, B^* > 0)}{\Pr(B^* > 0)} \\
 &= \frac{\Pr(NB < 0, B^* > 0)}{\Pr(B^* > 0)} \\
 &= \frac{\int_{-B_a}^{\infty} \int_{-\infty}^0 f_{v, NB}(v, NB) \partial NB \partial v}{\int_{-B_a}^{\infty} f_v(v) \partial v} \\
 &= \frac{\Phi_2\left(\frac{B_a + \mu_v}{\sigma_v}, \frac{-B_a - \mu_v + X\beta}{\sigma_{NB}}, -\rho_{NBv}\right)}{\Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma_\varepsilon}\right) \Phi\left(\frac{B_a + \mu_v}{\sigma_v}\right)}
 \end{aligned}$$

D Données

D.1 Niveaux d'études

Le tableau 9 donne le codage utilisé pour les niveaux d'éducation.

Tableau 9 – Niveaux d'éducation

Codage	Niveau
0	Pas d'études
1	Primaire
2	Secondaire (général)
3	Technique court
4	Technique long
5	Supérieur

D.2 Distributions cumulatives

Le tableau 10 donne plus de détails sur les taux de participations aux allocations.

Tableau 10 – Distributions cumulative des participations et non-participations

Droit calculé	Déclarent percevoir	Déclarent ne pas percevoir	Taux de participation ^a
de -15000 à -14000	0	0.56	
de -14000 à -13000	0	1.12	
de -13000 à -12000	0	2.17	
de -12000 à -11000	0	3.64	
de -11000 à -10000	0	5.04	
de -10000 à -9000	0	7.07	
de -9000 à -8000	0	8.54	
de -8000 à -7000	0	12.04	
de -7000 à -6000	0	16.24	
de -6000 à -5000	0.58	22.46	
de -5000 à -4000	0.87	29.53	
de -4000 à -3000	1.16	38.21	
de -3000 à -2000	1.45	48.57	
de -2000 à -1000	4.94	66.20	
de -1000 à 0	9.30	79.99	
de 0 à 1000	21.22	87.54	27.25%
de 1000 à 2000	37.50	91.32	50.91%
de 2000 à 3000	76.45	97.90	58%
de 3000 à 4000	86.34	98.95	69.39%
de 4000 à 5000	97.38	99.79	74%
de 5000 à 6000	99.42	100	70%
de 6000 à 7000	99.71	100	100 %
de 7000 à 8000	100	100	100%

^aDans chaque tranche

D.3 Calcul des droits

Afin de limiter au maximum les erreurs, approximations et oublis dans les déclarations de perception des différents revenus, les valeurs des variables utilisées correspondent au mois précédant la date d'interrogation des individus pour chaque vague, c'est-à-dire entre septembre et décembre de chaque année.

Le calcul des droits des ménages a été fait sur la base des barèmes fournis par les *Liaisons Sociales*. Les différentes filières dépendent du nombre de personnes à charge dans le ménage (autres adultes et enfants de moins de 25 ans).

Pour chaque logement (unité de base du Panel Européen), nous avons défini les unités de droits suivantes :

- Parents et leurs enfants à charge.
- Pour les enfants de plus de 25 ans (ou de 18 ans pour les parents isolés), on calcule leurs droits à part comme individus isolés.
- Idem pour les individus sans liens de parenté avec la personne de référence du ménage, ou ses ascendants.

Les tableaux 11, 12 et 13 donnent les montants des plafonds de ressources du RMI selon l'année et la structure familiale ; le tableau 14 donne le montant des plafonds de ressources de l'API selon les années et le nombre d'enfants. Un montant forfaitaire (variable selon les années) est imputé aux revenus des ménages si celui-ci dispose d'un logement gratuit.

Tableau 11 – Plafonds RMI en 1994

	Personnes seules	Couples
Pas d'enfants	2298.08	3447.12
1 enfant	3447.12	4136.54
2 enfants	4136.54	5055.77
Par enfant supplémentaire	+ 919.23	

Tableau 12 – Plafonds RMI en 1995

	Personnes seules	Couples
Pas d'enfants	2325.66	3488.49
1 enfant	3488.49	4186.19
2 enfants	4186.19	5116.45
Par enfant supplémentaire	+ 930.26	

Tableau 13 – Plafonds RMI en 1996

	Personnes seules	Couples
Pas d'enfants	2374.50	3561.75
1 enfant	3561.75	4274.1
2 enfants	4274.1	5223.9
Par enfant supplémentaire	+ 949.8	

Tableau 14 – Plafonds API

	1994	1995	1996
1 enfant	4108	4157	4157
2 enfants	5135	5196	5196
Par enfant supplémentaire	+ 1027	+ 1039	+ 1039

Les droits de chaque ménage sont alors définis comme la différence entre le plafond de ressources maximal auquel le ménage a droit (RMI ou API) et la moyenne sur les trois derniers mois des revenus du ménage.

Les revenus pris en compte dans le calcul des droits sont les suivants :

1. Allocations familiales
2. Allocation aux adultes handicapés
3. Revenus d'activités
4. Indemnités maladie/maternité
5. Allocations chômage
6. Rentes/pensions/retraites
7. Allocation veuvage

Nous avons utilisé les valeurs simulées par l'INSEE pour les revenus des transferts sociaux liés à la famille (allocations familiales, APJE, APE et AES), à l'invalidité (AAH), ainsi que pour le montant des allocations chômage reçues.

Pour les individus n'ayant pas déclaré percevoir d'allocations familiales, il a été décidé de leur imputer le montant simulé par l'INSEE. En effet, un certain nombre de personnes ont probablement omis de déclarer une allocations qu'ils touchent effectivement, et pour les autres, les règles d'attributions faisant du RMI un « dernier recours », la commission locale d'insertion fera d'abord valoir les autres droits sociaux du demandeur avant de lui accorder, si nécessaire, l'allocation du RMI. Il est donc nécessaire de leur imputer les revenus familiaux auxquels ils pourraient prétendre avant de calculer leurs droits au RMI.

Références

- AFSA, C. (1996). « La complexité en question : les prestations familiales sont-elles simplifiables ? » *Économie et Prévision*, n° 122.
- AFSA, C. (1999). « L'allocation de parent isolé : une prestation sous influence. Une analyse de la durée de perception ». *Économie et Prévision*, n° 137.
- AFSA, C. et GUILLEMOT, D. (1999). « Plus de la moitié des sorties du RMI se font grâce à l'emploi ». *INSEE Première*, n° 632.
- ANDERSON, P. M. et MEYER, B. D. (1997). « Unemployment insurance take-up rates and the after-tax value of benefits ». *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112 n° 3.
- ASHENFELTER, O. (1983). « Determining participation in income-tested social programs ». *Journal of the American Statistical Association*, vol. 78 n° 383.
- ATKINSON, A. B. (1980). « The take-up of social security benefits ». in ATKINSON, A. B. (éditeur), *Poverty and social security*, Harvester Wheatsheaf, New York, London.
- BANE, M. J. et ELLWOOD, D. (1986). « Slipping into and out of poverty : the dynamics of spells ». *Journal of Human Resources*, vol. 21 n° 1.
- BESLEY, T. et COATE, S. (1992). « Understanding welfare stigma : taxpayer resentment and statistical discrimination ». *Journal of Public Economics*, vol. 48.
- BLANK, R. M. (1989). « Analyzing the length of welfare spells ». *Journal of Public Economics*, vol. 39 n° 3.
- BLANK, R. M. (2001). « What causes public assistance caseload to grow ? » *Journal of Human Resources*, vol. 36 n° 1.
- BLANK, R. M. et RUGGLES, P. (1993). « When do women use AFDC and Food Stamps ? The dynamics of eligibility vs. participation ». Working Paper n°4429, National Bureau of Economic Research.
- BLANK, R. M. et RUGGLES, P. (1994). « Short-term recidivism among public-assistance recipients ». *American Economic Review*, vol. 84 n° 2.
- BLUNDELL, R. (2001). « Welfare reform for low income workers ». *Oxford Economic Papers*, vol. 53.
- 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 ». *The Economic Journal*, vol. 98 n° 390, supplement.
- COMMISSARIAT GÉNÉRAL DU PLAN (2000). *Minima sociaux, revenus d'activité, précarité*. La Documentation française, Paris.
- CSERC (1997). *Minima sociaux, entre protection et insertion*. La Documentation française, Paris.
- DUCLOS, J.-Y. (1995). « Modelling the take-up of state support ». *Journal of Public Economics*, vol. 58.
- DUCLOS, J.-Y. (1997). « Estimating and testing a model of welfare participation : the case of supplementary benefits in Britain ». *Economica*, vol. 68.
- FLEURBAEY, M., HAGNERÉ, C., MARTINEZ, M. et TRANNOY, A. (1999). « Les minima sociaux en France : entre compensation et responsabilité ». *Économie et Prévision*, n° 139-139.
- FORTIN, B., FOUGÈRE, D. et LACROIX, G. (1999). « Hausses des baremes et sorties de l'aide sociale. Les résultats d'une expérience naturelle au Canada ». *La Revue Économique*, vol. 50 n° 3.

- GOFFMAN, E. (1963). *Stigma : notes on the management of spoiled identity*. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.
- GOTTSCHALK, P. et MOFFIT, R. A. (1994). « Welfare dependence : Concepts, measures, and trends ». *American Economic Review*, vol. 84 n° 2.
- GREENE, W. H. (2000). *Econometric Analysis*. Prentice-Hall. 4^{ème} édition.
- GURGAND, M. et MARGOLIS, D. (2000). « Minima sociaux, revenus du travail et emploi ». in *“Working Pooors” en France*, CERCS.
- HOYNES, H. et MACURDY, T. (1994). « Has the decline in benefits shortened welfare spells ? » *American Economic Review*, vol. 84 n° 2.
- JACOBZONE, S. (1996). « Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective ». *Économie et Prévision*, n° 122.
- L’HORTY, Y. et PARENT, A. (1999). « La revalorisation du RMI ». *La Revue Économique*, vol. 50 n° 3.
- MATH, A. (1996). « Le non-recours en France : un vrai problème, un intérêt limité ». *Recherches et Prévisions*, n° 43.
- MCCALL, B. (1995). « The impact of unemployment insurance benefit levels on reciprocity ». *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 13 n° 2.
- MEYER, B. D. et ROSENBAUM, D. T. (2001). « Welfare, the earned income tax credit, and the labor supply of single mothers ». *Quarterly Journal of Economics*, vol. 116 n° 3.
- MOFFIT, R. A. (1983). « An economic model of welfare stigma ». *American Economic Review*, vol. 73 n° 5.
- MOFFIT, R. A. (1992). « Incentive effects of the U.S. welfare system : a review ». *Journal of Economic Literature*, vol. 30 n° 1.
- VAN OORSCHOT, W. (1996). « Les causes du non-recours ». *Recherches et Prévisions*, n° 43.
- VAN OORSCHOT, W. et MATH, A. (1996). « La question du non-recours aux prestations sociales ». *Recherches et Prévisions*, n° 43.
- RIPHAHN, R. T. (2000). « Rational poverty or poor rationality ? The take-up of social assistance benefits ». *IZA Discussion Papers*, n° 124.
- SIMON, M.-O. et COUREL, J. (2000). « Non-recours aux aides personnelles au logement, enquête exploratoire sur la Caf du Havre ». Dossier d’études. Allocations familiales n°12, Cnaf.
- STEVENS, A. H. (1994). « The dynamics of poverty spells : updating Bane and Ellwood ». *American Economic Review*, vol. 84 n° 2.
- ZOYEM, J.-P. (2001). « Contrat d’insertion et sortie du RMI ». *Économie et Statistiques*. à paraître.