

# RMI et revenus du travail : une évaluation des gains financiers à l'emploi

Marc Gurgand et David Margolis \*

---

Le revenu disponible des ménages bénéficiaires du RMI est comparé au revenu disponible à long terme de ces mêmes ménages si l'un des membres percevait son salaire potentiel en janvier 1998. À cette fin, on estime la structure des salaires mensuels qui pourraient être offerts aux bénéficiaires du RMI s'ils occupaient un emploi. Les distributions des gains monétaires éventuels sont alors décrites et décomposées pour des ménages de caractéristiques différentes (ces gains ne tiennent pas compte des coûts d'opportunité tels que garde des enfants, frais de transports, etc.).

Les estimations et les simulations s'appuient sur une enquête représentative des allocataires du RMI en décembre 1996 : les salaires observés dans cette enquête sont très faibles, notamment en raison du travail à temps partiel, y compris pour les hommes. Sur la base de cette distribution de salaires, les trois quarts des ménages gagneraient financièrement à occuper un emploi et la médiane des accroissements de revenu est de 202 euros environ. Cependant, les gains d'un montant très faible sont nombreux. De plus, moins de la moitié des mères isolées verraient leur revenu augmenter. En affectant un salaire aux *deux* membres des couples, 96 % de cette catégorie de ménages gagneraient à travailler dans ces conditions.

La distribution des salaires observés sur cette population étant très atypique, on lui affecte la structure des salaires observée sur l'ensemble des salariés de mêmes caractéristiques objectives selon l'enquête *Emploi 1998*. Cela revient à considérer que les bénéficiaires du RMI n'ont pas des caractéristiques inobservables systématiquement différentes du reste de la population et constitue donc une hypothèse haute. Neuf ménages au RMI sur dix verraient alors leur revenu de long terme augmenter (et la médiane passe à 433 euros). Les mères isolées restent les plus mal placées en termes d'intérêt monétaire.

---

\* Marc Gurgand appartient au Centre d'études de l'emploi et au Crest-Insee ; David Margolis appartient au CNRS-Team et au Crest-Insee.

Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

**A**u cours des deux dernières décennies, alors que les situations de pauvreté, de chômage et de précarité se multipliaient, la logique et la nature des minima sociaux se sont transformées. Initialement conçues pour protéger les personnes privées de ressources en raison de leur état physique ou de leur situation familiale (allocation aux adultes handicapés, minimum vieillesse, allocation de parent isolé, assurance veuvage), les aides versées par l'État se sont progressivement étendues aux actifs durablement privés d'emploi (allocation de solidarité spécifique) puis à toutes les personnes sans ressource, lorsque le revenu minimum d'insertion (RMI) a été institué.

L'augmentation du nombre de bénéficiaires des minima sociaux et les transformations du marché du travail, en particulier le développement de l'emploi à temps partiel assorti de salaires mensuels médiocres, sont à l'origine du débat sur le *niveau* des minima sociaux qui a marqué ces dernières années, notamment à la suite du mouvement des chômeurs de décembre 1997 (1).

Pour certains, les prestations versées aux ménages les plus pauvres sont insuffisantes et ne permettent pas de lutter contre la pauvreté : au cours des quinze dernières années le pouvoir d'achat des allocataires de minima sociaux a constamment diminué par rapport au niveau de vie moyen de l'ensemble des ménages (Concialdi, 1998). Pour d'autres, ces ménages risquent de préférer les minima sociaux aux salaires qui pourraient leur être proposés, s'excluant ainsi du marché du travail au risque de s'enfermer irrémédiablement dans la pauvreté (Laroque et Salanié, 2000a). Certains préconisent alors la généralisation de dispositifs permettant de conserver une partie des prestations en complément des salaires éventuels, de manière à inciter les individus à occuper un emploi.

De tels dispositifs existent, en particulier pour le RMI (*intéressement*) mais ils sont limités dans le temps. Le récent rapport sur le plein emploi de Pisani-Ferry (2000) recommande ainsi la mise en place d'un impôt négatif dont la valeur diminuerait à mesure que s'élèvent les revenus du travail, pour s'annuler aux alentours du Smic à temps plein. C'est dans cet esprit que s'inscrit la récente loi sur la « prime pour l'emploi ».

## **Le gain financier à l'emploi des bénéficiaires de minima sociaux est mal connu**

Avant toute chose, il est nécessaire d'évaluer soigneusement le gain financier que les bénéficiaires de minima sociaux connaîtraient s'ils occupaient un emploi plutôt que de vivre des prestations sociales. On apporte ainsi des données de cadrage utiles à la poursuite du débat. Or les éléments aujourd'hui disponibles pour évaluer les gains potentiels au travail des bénéficiaires de minima sociaux sont de nature essentiellement comptable et s'appuient sur des cas-types (éventuellement pondérés pour tenir compte de la distribution empirique des caractéristiques démographiques des ménages de bénéficiaires) (2). On affecte à un ménage fictif, de composition démographique donnée, des revenus d'activité arbitraires, typiquement un Smic à temps plein ou un demi-Smic. On calcule son revenu disponible et on le compare à celui dont il dispose lorsqu'il vit du RMI. Jusqu'à une période récente, les revenus du travail pouvaient être partiellement cumulés avec le RMI pendant les 750 premières heures de travail – et durant toute la durée du contrat pour les Contrats emploi solidarité (CES) – au titre de l'intéressement (3). Durant cette période transitoire, les revenus augmentent nécessairement. Mais dans le plus long terme, lorsque l'intéressement ne joue plus, les résultats sont variables : on observe en général que le gain est nul pour un demi-Smic tandis que l'emploi au Smic à temps plein est financièrement avantageux. Ces résultats laissent indécis car ils conduisent à des conclusions opposées selon le revenu choisi : tout dépend en fait des chances pour ce ménage d'obtenir un Smic plutôt qu'un demi-Smic dans une conjoncture donnée. Or, le développement du temps partiel au cours des années 1990 est un phénomène majeur qui a réduit les revenus du travail de nombre de salariés, notamment les femmes, et contribué à augmenter le nombre des travailleurs pauvres (« *working poor* ») (4).

Il faut donc donner tout son poids à cette constatation élémentaire : le gain financier à l'emploi dépend de deux termes inséparables,

1. Les termes du problème sont formalisés dans le rapport Join-Lambert (1998) commandé à la suite de ce mouvement.

2. Voir par exemple Padieu (1997), Join-Lambert (1998) ou Gautié et Gubian (2000).

3. Ces dispositions correspondent à celles en vigueur au moment de l'enquête RMI ; elles ont été élargies depuis la loi sur les exclusions de 1998.

4. Voir Lagarenne et Legendre (2000).

le niveau des minima sociaux et l'état du marché du travail qui détermine les salaires potentiellement accessibles aux différentes personnes. Au demeurant, la distribution des gains potentiels dépend de la distribution, dans la population concernée, des caractéristiques individuelles valorisées sur le marché du travail.

Il est par conséquent indispensable, pour décrire les valeurs du gain financier potentiel associé à l'emploi, de disposer de données *réelles* qui permettent de décrire à la fois la structure des salaires et la structure de la population des bénéficiaires de minima sociaux à un moment donné. On se propose d'estimer le salaire que chaque individu pourrait obtenir s'il occupait un emploi, étant données ses caractéristiques d'âge et d'éducation, son sexe et sa nationalité, et ceci indépendamment des chances qu'il a d'occuper effectivement un emploi. Cette estimation repose sur l'observation des salaires effectivement perçus par les personnes qui lui sont semblables. Pour les personnes en couple, le salaire des deux conjoints est évalué et on affecte au ménage le salaire le plus élevé (on examine aussi la sensibilité des résultats lorsqu'on affecte la somme des salaires des deux conjoints éventuels). On calcule alors le revenu disponible du ménage à ce salaire en tenant compte des prestations sociales (y compris le RMI qui peut venir en complément du salaire) et de la fiscalité – à l'exception des aides locales et des impôts locaux. Ce revenu est comparé au revenu disponible lorsque le ménage vit exclusivement du RMI. On peut ainsi décrire la distribution des gains financiers potentiels dans la population des bénéficiaires et la décomposer en fonction des types de ménages.

### Les déterminants de l'emploi

Les gains monétaires potentiels ne constituent qu'un élément dans le débat sur les *trappes à inactivité*. Le volume de ces gains monétaires n'affecte l'emploi qu'à deux conditions : que les comportements d'activité des personnes soient sensibles aux conditions financières et que les personnes qui cherchent activement un emploi parviennent effectivement à en obtenir un. L'examen empirique de ces deux éléments est problématique.

D'abord, l'effet des incitations financières sur les décisions d'activité et les comportements de recherche d'emploi, leur existence et leur ampleur, sont mal connus, difficiles à mesurer

et sujets à controverses. En effet, les décisions d'activité ne se réduisent pas aux seules considérations financières et les éléments non financiers ne peuvent être reconstitués ou inférés qu'au prix d'hypothèses parfois fortes. Si on peut toujours soutenir qu'il existe une structure des transferts qui pourrait totalement décourager l'offre de travail en rendant le non-emploi suffisamment attractif financièrement – ce qui rend toujours possible l'existence d'effets désincitatifs des minima sociaux – il est beaucoup plus difficile de démontrer qu'une structure particulière du système de transferts combinée à des attitudes certainement hétérogènes vis-à-vis du travail produisent de forts effets de découragement dans la population concernée par les minima sociaux. Le rôle des décisions intra-familiales, l'horizon de calcul, l'attitude face au risque et la forme complexe des contraintes budgétaires intertemporelles rendent particulièrement délicate l'analyse empirique de ces phénomènes.

Ensuite, l'enjeu de cette problématique importée des pays anglo-saxons est très différent dans une économie à faible taux de chômage assorti d'une forte mobilité sur le marché du travail, comme l'économie américaine, et dans une économie à très haut taux de chômage des moins qualifiés, combiné au chômage de longue durée, comme l'économie française. Inciter les personnes à rechercher du travail peut donc avoir des effets limités sur le taux d'emploi agrégé et entraîner essentiellement une modification des positions relatives dans la « file d'attente ».

Les résultats présentés ici laissent de côté ces deux questions et l'ambition de cet article est uniquement de fournir des éléments de cadrage permettant d'alimenter le débat, à partir d'une méthodologie rigoureuse et de données adaptées. En particulier, les résultats ci-après ne peuvent être directement comparés à ceux de Laroque et Salanié (2000a) dans la mesure où seuls des gains de revenu sont présentés ici tandis que ces auteurs analysent les effets conjoints des gains de revenu et des salaires de réserve (c'est-à-dire le salaire à partir duquel l'individu est prêt à travailler) (5). Rien ne

5. Au demeurant, on se restreint à la population au RMI, en tenant compte de tous les types d'emploi, y compris les emplois aidés, tandis que ces auteurs raisonnent sur l'ensemble de la population française, soit en se restreignant aux emplois à temps plein du secteur privé (Laroque et Salanié, 2000a), soit en tenant compte du temps partiel féminin (Laroque et Salanié, 2000b). Leurs résultats ne permettent pas de décrire finement la situation des bénéficiaires du RMI.

permet notamment d'affirmer que les résultats du présent article sont contradictoires : les gains relativement fréquents et parfois élevés obtenus peuvent très bien rester inférieurs aux salaires de réserve dans de nombreux cas, et c'est une question qui ne peut être tranchée qu'empiriquement. Autrement dit, une fois clarifiés les ordres de grandeur des gains financiers potentiels, l'essentiel du débat doit se porter sur l'évaluation des salaires de réserve. La prise en compte des aspects dynamiques de l'offre de travail et la spécificité possible des comportements des bénéficiaires de minima sociaux sont certainement des enjeux importants pour en améliorer la mesure (6).

## Les salaires des bénéficiaires du RMI lorsqu'ils occupent un emploi sont faibles

Avant d'étudier les gains potentiels de l'ensemble des bénéficiaires d'un minimum social, il est instructif de décrire les salaires de ceux d'entre eux qui, à un instant donné, sont effectivement en emploi, bien qu'ils constituent peut-être une sous-population particulière et non représentative. Plusieurs possibilités exis-

6. Par exemple, Gravel, Hagneré et Picard (2000) tiennent compte des décalages dans le temps entre les revenus du travail et l'ajustement des transferts.

### Encadré 1

#### PLUSIEURS SOURCES DE DONNÉES

Plusieurs sources de données sont utilisées pour les estimations de la structure des salaires comme pour les simulations de revenu disponible. On s'appuie principalement sur l'enquête *Devenir des personnes sorties du RMI* réalisée par l'Insee en partenariat avec la Cnaf, le Cserc, la Dares, la Dirmi et la Drees. Un échantillon représentatif des allocataires du RMI a été interrogé en décembre 1996 puis un an plus tard, en janvier 1998. On utilise cette deuxième coupe transversale qui contient, outre les caractéristiques socio-démographiques des membres du ménage, des informations sur la situation d'activité de l'allocataire, notamment son salaire éventuel et ses heures travaillées et tous les éléments qui permettent de reconstituer les prestations sociales auxquelles a droit le ménage. Ce dernier point est très important, en particulier parce que l'allocation logement introduit des variations sensibles dans les revenus disponibles des bénéficiaires de minima sociaux : il est donc indispensable de repérer les ménages qui y ont droit et d'évaluer convenablement le montant qui doit leur être versé.

Cette enquête sert à la fois à estimer la structure des salaires accessibles à cette population en utilisant les salaires observés et à simuler le gain de revenu disponible potentiel associé à l'emploi sur l'ensemble de la population des bénéficiaires du RMI. On se limite aux personnes de 17 à 55 ans et on exclut les étudiants et les retraités (l'échantillon contient 3 010 ménages sur les 3 415 initiaux). Pour l'estimation, on élimine en outre les revenus d'une activité indépendante. Pour les simulations, on reconstitue toujours les montants des prestations qui doivent être théoriquement perçues à partir du Barème social périodique (1998), si bien que l'on ne tient pas compte d'éventuelles situations de non-recours.

Afin de comparer la situation de la population des bénéficiaires du RMI à celle de l'ensemble des ménages, on a également exploité la version française du *Panel européen des ménages* par l'Insee. On utilise uniquement la coupe disponible pour l'année 1996, ce qui rend cet échantillon comparable à l'échantillon de l'enquête RMI puisque, dans les deux cas, la popu-

lation est représentative en 1996. On applique les mêmes restrictions d'âge et d'activité. Cette enquête contient l'information qui permet de reconstituer l'ensemble des prestations sociales auxquelles les ménages ont droit. Une difficulté tient toutefois au fait que le ménage au sens du RMI n'est pas analogue au ménage habituellement défini par l'Insee, car des personnes appartenant à un même ménage dans l'enquête peuvent recevoir le RMI à des titres distincts. En particulier, les enfants de la personne de référence du ménage et vivant sous son toit, s'ils ont plus de 25 ans ou s'ils ont eux-mêmes des enfants à charge, peuvent bénéficier de cette prestation et former, au sens des minima sociaux, un ménage à part entière. On a donc constitué en ménage indépendant les enfants de plus de 25 ans ou ceux qui élèvent eux-mêmes leurs enfants dans le foyer de leurs parents et l'échantillon contient finalement 3 444 ménages.

Dans la dernière partie de l'article, on estime la structure des salaires caractéristique de l'ensemble de la population française (métropolitaine) – et non plus des seuls allocataires du RMI. On n'utilise pas le *Panel européen* pour le faire. En effet, les données de salaire mensuel qui pourraient en être extraites s'appuieraient sur des déclarations de revenus annuelles dont on ne peut tirer que des salaires mensuels moyens avec des marges d'imprécision lorsque des mois calendaires entiers n'ont pas été travaillés. On préfère donc utiliser l'enquête *Emploi* de l'année 1998 (pour mettre en parallèle les salaires avec ceux de l'enquête *RMI* de la même année), qui contient de plus un très grand nombre d'observations. L'échantillon contient 33 737 hommes dont 28 098 en emploi et 38 554 femmes dont 24 975 en emploi.

Ces opérations de comparaison de différentes enquêtes sont facilitées par le fait qu'elles sont toutes représentatives et réalisées par le même institut, l'Insee, et qu'elles utilisent les mêmes nomenclatures. En particulier, les distributions des principales caractéristiques des individus dans l'enquête *Emploi* et dans le *Panel* sont très proches.

tent pour estimer la structure des salaires ; néanmoins, la seule enquête statistique qui permet d'avoir une description fine d'une population de bénéficiaires est l'enquête sur le *devenir des personnes sorties du RMI* (cf. encadré 1 et l'article de Bertrand Lhommeau dans ce numéro), ce qui limite l'analyse à l'examen de cette prestation.

L'enquête *RMI* décrit la situation en janvier 1998 d'un échantillon de personnes qui étaient représentatives de la population au RMI en décembre 1996, soit un an plus tôt (7). Un tiers sont en emploi en janvier 1998 (8), avec un statut de salarié pour neuf sur dix d'entre elles. Parmi les salariés, 34 % sont en Contrat emploi solidarité (CES), c'est-à-dire un emploi à mi-temps payé au Smic et géré dans le cadre des politiques publiques de l'emploi. Ce type d'emploi est souvent proposé aux allocataires du RMI et parfois inscrit dans le cadre des contrats d'insertion (Zoyem, 1999). Ceci pèse sur la distribution des salaires (9) (cf. graphiques I-A et I-B). Une forte concentration au Smic à mi-temps apparaît pour les femmes (environ la moitié des emplois, cf. graphique I-A) et,

chez les hommes, une concentration à la fois au Smic à mi-temps (un peu plus du tiers des emplois) et au Smic à plein temps (cf. graphique I-B), ce qui les distingue très fortement de l'ensemble des salariés. Les emplois en CES ont été supprimés, pour faire ressortir leur poids dans la distribution, dans les graphiques I-C et I-D : les concentrations au temps partiel disparaissent alors chez les hommes comme chez les femmes.

Les salaires auxquels accède la population des bénéficiaires du RMI sont donc extrêmement bas. La politique de l'emploi est largement à l'origine de ce phénomène et, de ce point de vue, la description des gains à l'emploi que l'on présente par la suite est sensible à la conjoncture économique comme à l'évolution des politiques publiques.

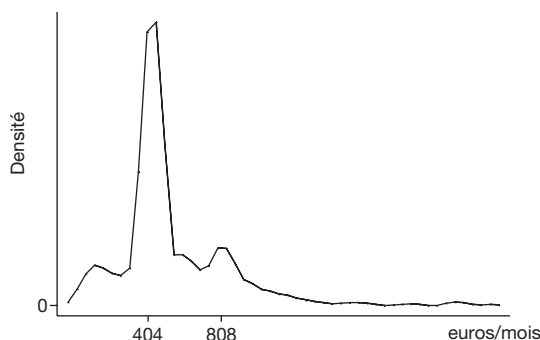
7. Les bénéficiaires de l'allocation de parent isolé (API) à cette date ne figurent pas dans cet échantillon, malgré la proximité des situations dans certains cas.

8. Dans certains cas, c'est le conjoint qui est en emploi, mais ces situations sont très rares.

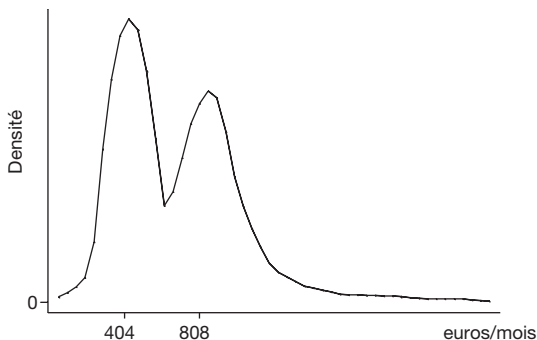
9. Il s'agit des salaires mensuels nets déclarés à l'enquêteur au mois de l'enquête, à l'exception de tout autre revenu, notamment de l'éventuel intéressement.

Graphique I  
Distribution des salaires observés dans l'enquête *RMI* (1998)

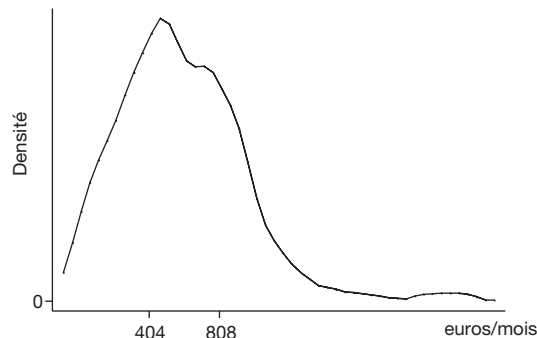
A – Femmes, tous salaires



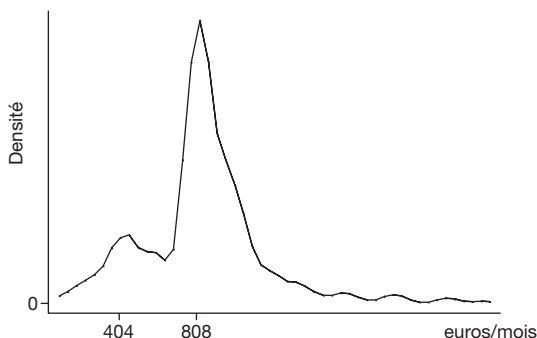
B – Hommes, tous salaires



C – Femmes, hors CES



D – Hommes, hors CES



Champ : allocataires du RMI en décembre 1996 en emploi en janvier 1998.  
Source : enquête Sortants du RMI, 1998, Insee.



C'est sur la base de ces salaires observés que des salaires potentiels sont affectés à *tous* les ménages de l'échantillon compte tenu de leurs caractéristiques objectives (âge, niveau d'études, etc.) (cf. encadré 2). Il n'est pas certain, cependant, que les salaires observés soient représentatifs de l'ensemble des salaires proposés par les employeurs. Il se pourrait, par exemple, que seuls les salaires les plus élevés soient acceptés et donc observés. Non seulement cela pourrait biaiser l'estimation des coefficients sur les variables observées (Heckman, 1979), mais on risquerait aussi de surestimer par la suite les salaires qui pourraient être *proposés* aux individus qui sont sans emploi dans l'enquête. On teste la présence de ce biais de sélection.

Les résultats des estimations des fonctions de salaires sont présentés dans le tableau 1, séparément pour les hommes et pour les femmes (tous les salaires sont retenus, y compris les CES). Pour les hommes comme pour les femmes, le coefficient correcteur du biais de sélection n'est pas significatif, ce qui semble montrer qu'il n'y a pas d'effet de sélection. Les coefficients présentés dans le tableau sont

donc simplement estimés par les moindres carrés ordinaires.

La spécification contient à la fois le niveau d'études et l'âge de fin d'études, celui-ci en forme quadratique et interagi avec l'âge, ce qui rend l'interprétation des différents coefficients peu intuitive mais donne à la spécification une flexibilité souhaitable dans une perspective de prédiction (10). Le salaire des hommes croît avec le nombre d'années d'études mais cet effet n'est pas linéaire et diminue avec l'âge. L'âge n'a pas d'effet direct significatif. Enfin, les coefficients sur les niveaux d'étude font apparaître une prime salariale pour l'enseignement supérieur, notamment en 1<sup>er</sup> cycle, qui comprend l'enseignement technique supérieur, et pour l'enseignement technique ou professionnel long. En revanche, les salaires des femmes varient peu avec ces déterminants classiques (seuls les effets des diplômes supérieurs sont légèrement significatifs). Cette faible variation tient en partie à la forte concentration des salaires des femmes autour du demi-Smic. Cela étant, l'effet de l'âge

10. Au demeurant, l'âge et l'âge de fin d'études sous cette forme incluent l'effet de l'expérience telle qu'elle est habituellement mesurée.

Tableau 1  
Coefficients des équations de salaire : population RMI, log des salaires mensuels

	Femmes		Hommes	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Niveau d'études				
3 <sup>e</sup> cycle universitaire	0,4466 *	(0,2360)	0,5265 **	(0,1603)
2 <sup>e</sup> cycle universitaire	0,2577	(0,2291)	0,4213 **	(0,1556)
1 <sup>er</sup> cycle universitaire ou technicien supérieur	0,3913 *	(0,2054)	0,5098 **	(0,1414)
2 <sup>e</sup> cycle d'enseignement général	- 0,0281	(0,1627)	0,2279 *	(0,1313)
Enseignement technique ou professionnel long	- 0,0090	(0,1795)	0,3664 **	(0,1376)
1 <sup>er</sup> cycle d'enseignement général	- 0,1660	(0,1308)	0,0313	(0,1043)
Enseignement technique ou professionnel court	- 0,0444	(0,1349)	0,1752*	(0,0964)
Études primaires ou pas d'études	Référence	Référence	Référence	Référence
Âge	- 0,0018	(0,0525)	0,0552	(0,0443)
(Âge) <sup>2</sup>	- 0,0004	(0,0005)	0,0003	(0,0004)
Âge x âge de fin d'études	0,0008	(0,0016)	- 0,0046 **	(0,0012)
Âge de fin d'études	0,0341	(0,1049)	0,2700 **	(0,0772)
(Âge de fin d'études) <sup>2</sup>	- 0,0015	(0,0019)	- 0,0036 **	(0,0014)
Nationalité française	- 0,2123 *	(0,1121)	- 0,0012	(0,0704)
Constante	8,1150 **	(1,7104)	5,0095 **	(1,3479)
R <sup>2</sup>	0,14		0,13	

Lecture : modèle estimé par les moindres carrés ordinaires. \* : significatif au seuil de 10 % ; \*\* : significatif au seuil de 5 %.  
Source : enquête Sortants du RMI, 1998, Insee.

est nul parce qu'il combine un effet positif sur le taux de salaire et un effet négatif sur le nombre d'heures travaillées (les régressions auxiliaires ne sont pas présentées). Pour les hommes comme pour les femmes, une grande partie de la variance totale des salaires reste inexpliquée par les déterminants fondamentaux que sont l'âge et les études. Ce type de modèle a habituellement un pouvoir explicatif environ deux fois plus fort, mais il se trouve que, dans cette population, la part résiduelle, traitée comme un aléa, joue un rôle important. Par conséquent, les salaires simulés sont relativement imprécis au niveau individuel ; heureusement, au niveau agrégé, le seul auquel on s'intéresse, cette imprécision n'introduit pas de biais car les différents aléas individuels se compensent (11).

### **À long terme, trois ménages au RMI sur quatre gagneraient à occuper un emploi**

Les résultats de l'estimation de la structure des salaires décrits ci-dessus sont utilisés pour affecter à chaque adulte des ménages représentatifs des bénéficiaires du RMI un salaire potentiel en emploi (cf. encadré 2). La distribution des salaires obtenue est représentative de la distribution des salaires susceptibles d'être offerts à l'ensemble de cette population. À partir de chaque salaire est construit le revenu disponible du ménage en 1998. On ne présente que les revenus stabilisés, c'est-à-dire une fois passés la période d'intéressement et les ajustements des diverses prestations sociales en fonction du nouveau niveau de revenu. Il y a deux raisons à cela. D'une part, on sait par construction que le revenu disponible en emploi augmente durant la période d'intéressement. Il serait sans doute intéressant d'évaluer l'ampleur de cette augmentation. Mais, d'autre part, la superposition des effets de calendrier propres aux différentes prestations sous condition de ressources rendent l'évolution du revenu disponible au cours de la période de transition extrêmement complexe et il n'y aurait pas une valeur unique à considérer (Belorgey, 2000). La démarche entreprise n'épuise donc pas l'ensemble des situations réelles possibles mais elle décrit l'articulation entre l'état du marché du travail, le niveau des minima sociaux et la composition de la population des bénéficiaires dans une conjoncture donnée en un sens précis : on décrit ce que serait le gain financier d'un ménage à long terme si un membre conservait durablement

un emploi à son salaire potentiel estimé. On reviendra plus loin sur le type de salaire qui doit être utilisé pour que cet exercice spéculatif soit pertinent.

Tant que le salaire est inférieur à un seuil qui dépend du type de ménage, le RMI est versé en complément du salaire et le revenu disponible n'augmente pas par rapport à la situation où aucun salaire n'est perçu : tout se passe comme si ce salaire était entièrement taxé puisqu'il n'entraîne aucune hausse de revenu disponible. Passé le seuil de salaire, le revenu disponible augmente mais il reste partiellement (implicitement) taxé, en raison des prestations sous condition de ressource. Dans certains cas peu fréquents, le revenu disponible peut même baisser. Tous ces mécanismes sont décrits en détail dans l'encadré 3 (voir aussi Laroque et Salanié (1999), pour une description plus détaillée de l'impact sur le revenu disponible de l'ensemble du système socialo-fiscal).

Le tableau 2 récapitule d'abord les montants des revenus disponibles des ménages de l'échantillon s'ils vivaient exclusivement du RMI en janvier 1998 : ils s'élèvent à 559 euros par mois en moyenne. Naturellement, ce chiffre dissimule d'importantes disparités en fonction de la composition du ménage. Ainsi, le revenu disponible moyen n'est plus que de 384 à 412 euros pour les personnes seules sans enfant. Il vaut 1 094 euros en moyenne pour les couples qui élèvent au moins trois enfants. En outre, il existe une assez forte hétérogénéité à l'intérieur d'un même type de ménage, bien que les montants garantis ne dépendent que de la composition du ménage. Les forts écarts-types (cf. tableau 2) témoignent de cette hétérogénéité qui tient au fait qu'une partie de l'allocation logement vient s'ajouter au seuil garanti, si bien que le revenu disponible varie selon que les ménages perçoivent ou non cette allocation et selon le montant qu'ils perçoivent le cas échéant.

Comme les variations sont importantes (cf. tableau 2), il est indispensable, pour effectuer ce type de calcul, d'avoir dans les données d'enquête une information précise sur la perception de cette allocation.

*11. Les résultats distributionnels sont justes au niveau agrégé à condition de disposer d'échantillons importants. Pour certaines sous-populations, il faut pourtant prendre les chiffres comme des indications. D'autre part, on a contraint la distribution des résidus à être unique pour tous les types de personnes, ce qui peut biaiser certains agrégats dans des sous-populations. En contrepartie, on tire dans une distribution non paramétrique (cf. encadré 2), ce qui permet de se caler très précisément sur des distributions de salaires qui sont peu régulières.*

## MÉTHODE D'ESTIMATION ET DE SIMULATION

Le modèle qui est utilisé pour simuler des salaires potentiels à l'ensemble d'une population s'inspire implicitement de la recherche d'emploi (« *job-search* »). On suppose qu'un individu qui cherche un emploi se voit offrir, à une fréquence indéterminée (qui peut dépendre de la conjoncture, de son propre effort de recherche, etc.), des emplois caractérisés par un taux de salaire et un horaire hebdomadaire (et d'autres caractéristiques que l'on n'étudie pas). Pour un individu donné, ce salaire et cet horaire ne sont pas déterminés : au contraire, ils sont aléatoires, mais « tirés » dans une certaine distribution qui dépend des caractéristiques valorisées par les employeurs, dont certaines, comme l'âge et le niveau d'études, sont observées dans les données. En d'autres termes, pour des caractéristiques données, certains salaires sont plus *probables* que d'autres. C'est cette distribution de probabilités qui est estimée, ce qu'il faut bien distinguer de la probabilité d'obtenir effectivement un emploi.

Plus spécifiquement, on suppose que les conditions proposées par les employeurs à un individu de caractéristiques  $x$  sont distribuées selon :

$$\text{Log}(w) = x\beta + u \quad [1]$$

$$\text{Log}(h) = x\gamma + v \quad [2]$$

où  $w$  et  $h$  sont le taux de salaire et le temps de travail,  $\beta$  et  $\gamma$  des paramètres à estimer et  $u$  et  $v$  des variables aléatoires corrélées entre elles et dont la corrélation ainsi que les variances sont également à estimer.

Les quantités  $w$  et  $h$  ne sont observées que sur l'échantillon des personnes effectivement en emploi et l'inférence sur les paramètres des distributions ne peut provenir que de ces observations. Or, les salaires et les heures *observés* peuvent être systématiquement différents de ceux qui sont en général proposés, soit parce que seuls les meilleurs emplois sont acceptés, soit parce que ceux qui obtiennent des emplois ont des caractéristiques inobservées (contenues dans  $u$  et  $v$ ) particulières. Dans l'un et l'autre cas, il convient de corriger ce possible biais de sélection en appliquant directement ou en adaptant la méthode de Heckman (1979).

Lorsque le choix porte sur  $w$  et  $h$  simultanément et si, de plus, le choix du temps de travail peut être contraint (1), c'est-à-dire que  $h$  ne se trouve pas sur la courbe d'offre  $h^*(w)$  de l'individu (c'est-à-dire le temps de travail souhaité), alors la probabilité qu'une personne soit en emploi dépend, en première approximation, d'une variable latente de la forme :

$$e^* = x\delta + z\theta + \epsilon$$

où  $z$  détermine l'offre de travail mais non les conditions d'emploi (Gurgand et Margolis, 2000a ou 2000b). On utilisera pour  $z$  la situation matrimoniale, le nombre

d'enfants et, le cas échéant, l'âge et l'éducation du conjoint. La personne est observée en emploi lorsque  $e^* > 0$ . Cette forme réduite n'implique rien sur la nature du non-emploi (volontaire ou non). En revanche, le cadre implicite de recherche d'emploi suppose de traiter formellement l'inactivité comme une recherche d'emploi très peu « intense ».

Cette modélisation permet de tenir compte de la sélection dans l'estimation. Dans le cas où on estime simplement le salaire complet,  $W = wh$ , on peut écrire, en suivant Heckman (1979),

$$\text{log}W = x[\beta + \gamma] + \rho\sigma_{u+v} \lambda(x\delta + z\theta) + \eta \quad [3]$$

où la corrélation entre  $\epsilon$  et  $(u + v)$  est :  $\text{corr}(u + v, \epsilon) = \rho$  et  $\lambda(\cdot)$  est l'inverse du ratio de Mills, une fonction qui est obtenue sous l'hypothèse de normalité de  $\epsilon$ . On reconnaît dans la première partie de l'équation [3] la combinaison des équations [1] et [2]. On leur ajoute l'inverse du ratio de Mills qui capture le biais de sélection : la sélection des personnes en emploi dépend de façon complexe des caractéristiques  $x$  et  $z$ . Lorsqu'on souhaite estimer les fonctions [1] et [2] séparément, on s'appuie sur une expression plus complexe, détaillée par Gurgand et Margolis (2000a ou 2000b) et utilisée pour les estimations du tableau 5.

L'équation [3] fait apparaître que les salaires complets *observés* dépendent des caractéristiques démographiques  $z$ , alors que les salaires *proposés* [1] et [2] n'en dépendent pas. En effet,  $W$  dépend pour partie du comportement d'offre de travail mais, dans cette modélisation qui inclut le temps de travail contraint, uniquement à travers le mécanisme de sélection : les employeurs ne tiennent pas compte des caractéristiques familiales des salariés lorsqu'ils déterminent les taux de salaire et les heures de travail qu'ils leur proposent, ce qui constitue l'hypothèse identificatrice du modèle.

Si on appelle  $b$  et  $g$  les valeurs estimées des paramètres  $\beta$  et  $\gamma$  (2), on affecte à chacun un salaire  $\bar{W}$  simulé qui vaut :

$$\exp(x(b + g) + U)$$

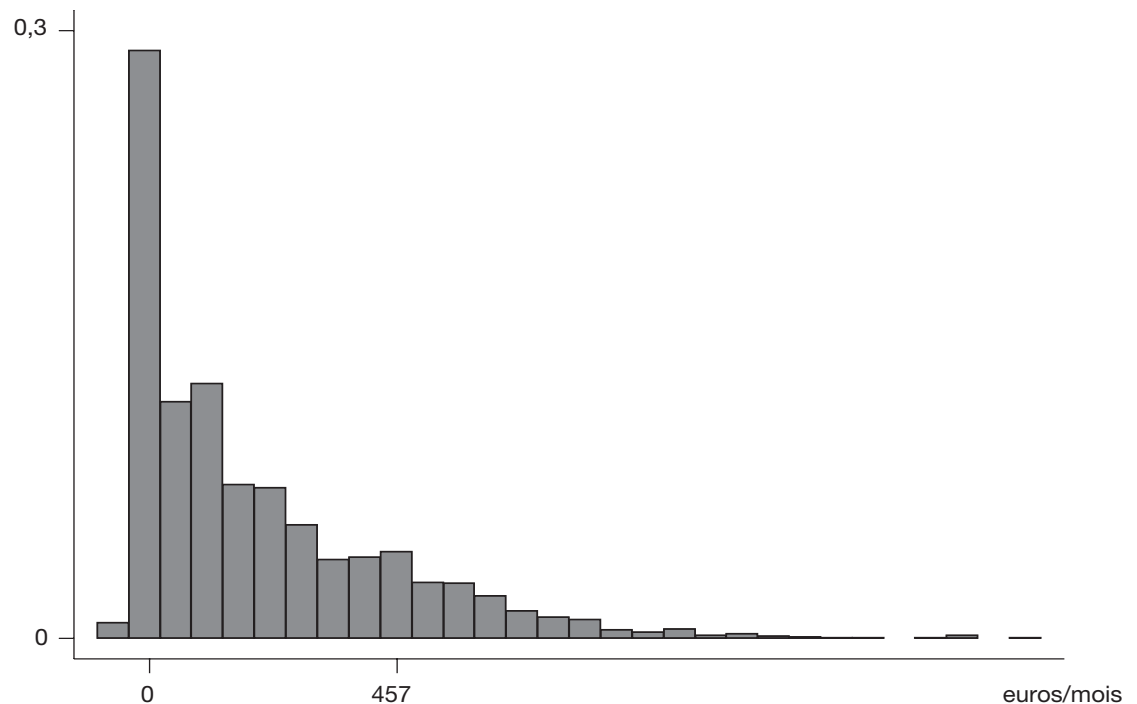
où  $U$  est tiré aléatoirement dans la distribution non conditionnelle de  $(u + v)$  estimée (non paramétriquement) par la cumulative empirique des résidus observés. Affecter à chacun un tel salaire est préférable à lui affecter simplement l'espérance de salaire, car celle-ci réduit les variances et gomme la bimodalité des distributions de salaire empirique.

1. En France, 40 % de l'emploi à temps partiel est déclaré être « contraint », à la date de l'enquête.

2. Ou  $(\beta + \gamma)$  en bloc pour l'enquête RMI parce qu'on ne parvient pas à estimer le modèle complet en raison de la faible variance des salaires horaires (très concentrés au Smic horaire).



Graphique II  
Distribution des variations de revenu disponible associées à l'emploi



Source : enquête Emploi, 1998, Insee.

### Encadré 3

#### RMI, REVENU DU TRAVAIL ET REVENU DISPONIBLE

On se concentre sur le RMI que 882 000 allocataires percevaient en France métropolitaine en 1996, ce qui, en comptant les ayants droits, représentait 1,6 million de personnes. Il s'agit d'un transfert monétaire universel mais sous condition de ressources qui doit porter les ressources du ménage à un certain seuil. Il ouvre également droit à l'assurance maladie. En outre, les bénéficiaires ne sont soumis ni à l'impôt sur le revenu ni à la taxe d'habitation.

Lorsqu'on souhaite construire des revenus disponibles, que le ménage vive du RMI ou uniquement des revenus du travail, il faut tenir compte d'autres transferts, en particulier ceux qui sont liés à la famille et au logement. Ainsi, tous les ménages avec au moins deux enfants reçoivent les allocations familiales sans condition de ressources. Les ménages qui élèvent au moins trois enfants de plus de trois ans reçoivent une allocation supplémentaire sous condition de ressources (complément familial). D'autre part, les enfants de moins de trois ans ouvrent droit à l'allocation pour jeune enfant sous les mêmes conditions de ressources. Enfin, une allocation de rentrée scolaire est versée sous condition de ressources. On exclut l'allocation parentale d'éducation.

Les ménages qui louent leur logement (ou qui le possèdent mais remboursent des intérêts) ont droit à une aide qui dépend de leur revenu imposable à un taux marginal décroissant en fonction de la composition

familiale et du montant du loyer (allocation logement) (1). Lorsque le revenu imposable est nul et que le loyer est en dessous du plafond, la subvention représente 90 % du loyer. Une aide distincte s'applique aux logements du secteur public (aide personnalisée au logement) mais on l'assimile ici à l'allocation logement parce que les données ne permettent pas de distinguer le logement public du logement privé.

Tous ces transferts sont compris dans les ressources du ménage pour déterminer le droit au RMI mais l'allocation logement reçoit un traitement particulier. Si un ménage est propriétaire de son logement, on ajoute à ses revenus un montant forfaitaire ( $F$ ). Le même montant est pris en compte pour les ménages qui perçoivent l'allocation logement : si ce montant est inférieur au transfert effectif ( $AL$ ), la quantité ( $AL - F$ ) n'est pas prise en compte pour évaluer le droit au RMI et vient s'ajouter au seuil garanti.

Ce système complexe donne lieu à un profil de revenus disponibles en fonction du revenu primaire (ici le salaire) caractéristique. On adopte une perspective de long terme en faisant abstraction des périodes transitoires



1. Le revenu imposable est celui de l'année précédente, ce qu'on ne prend pas en compte dans ce qui suit, et qui revient à imposer une stationnarité des flux de revenus cohérente avec la perspective de long terme.

### Encadré 3 (suite)

qui peuvent rendre l'emploi plus intéressant financièrement sur le court terme, mais ont, par ailleurs, des effets incertains sur les comportements, en raison de la mauvaise maîtrise de règles complexes par les bénéficiaires.

Sous un seuil de revenu  $T$ , fonction de la composition familiale, le taux marginal d'imposition effectif est de 100 %, ce qui signifie que les ressources restent à  $T + (AL - F)$  pour les ménages bénéficiaires de l'allocation logement et  $T - F$  pour les autres ménages, quel que soit le montant du revenu primaire. Lorsque les revenus du travail atteignent le seuil  $T - F$  (2), le taux marginal d'imposition effectif se met à dépendre de la structure de l'impôt sur le revenu ainsi que des transferts sous condition de ressources liés à la famille et au logement. Le graphique 1 décrit le revenu primaire du travail et le revenu disponible qui en résulte pour une personne seule qui ne perçoit pas l'allocation logement (3). Son revenu garanti est de 325,92 euros (moins que la moitié du Smic net) soit le seuil du RMI, 370,36 euros, moins le forfait logement. Les revenus plus élevés ne sont pas taxés jusqu'à 457 euros environ, puis ils sont taxés au taux marginal de la première tranche de l'impôt sur le revenu (10,5 %).

À l'autre extrémité du spectre, on peut prendre l'exemple d'un couple avec trois enfants, dont un de moins de trois ans, qui perçoit l'allocation logement (cf. graphique 2). Ses ressources excèdent 1 177 euros au RMI (le seuil garanti est de 925,91 euros, auquel s'ajoute l'allocation logement moins le forfait). La sortie du RMI s'effectue dès que les revenus du travail atteignent 420,66 euros parce qu'en y ajoutant les transferts liés à la famille – qui sont comptés dans les ressources – on atteint le seuil du RMI. Le salaire à partir duquel le gain à l'emploi est strictement positif est donc, dans certains cas, très inférieur aux ressources disponibles au RMI. Ceci n'était pas vrai dans l'exemple précédent parce que la personne ne disposait pas de prestations familiales.

Pour les revenus légèrement supérieurs à 420 euros, le revenu disponible baisse légèrement car les personnes n'ayant plus droit au RMI, leur revenu est pris en compte dans le calcul de l'allocation logement : le montant en est soudainement réduit, dans une proportion supérieure à la hausse de revenu salarial. À mesure que le salaire s'élève, cet effet est compensé par la hausse du revenu salarial. Le taux d'imposition marginal implicite du salaire est ensuite de 25 % en moyenne pour les revenus représentés sur le graphique. Ce taux est lié à l'importance des aides familiales sous condition de ressources versées à ce type de ménage : elles diminuent à mesure que le revenu primaire augmente, si bien que chaque franc supplémentaire de salaire ne se traduit pas par un franc supplémentaire de revenu disponible.

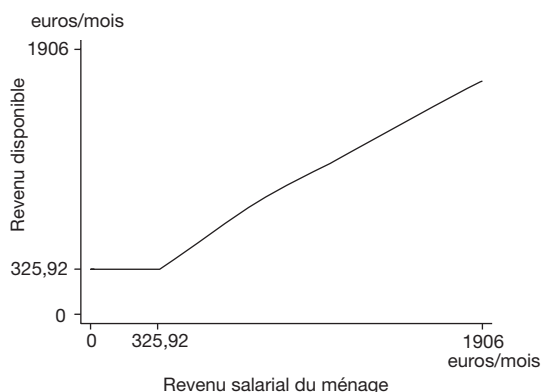
Le système d'aide sociale français impose donc des taux marginaux d'imposition sur les revenus du travail qui sont élevés – jusqu'à 100 % et localement l'infini – en raison de l'accumulation de transferts différentiels et sous condition de ressources. Ce point a été souvent souligné et la discussion de ses effets désincitatifs sur l'offre de travail est vive. Cependant, bien qu'il soit utile de connaître l'ensemble du profil des taux d'imposition marginaux effectifs, il faut souligner que l'accès à l'emploi est un phénomène discontinu par nature, si bien que certains points sur les graphiques 1 et 2 sont sans doute plus pertinents que d'autres. Un objectif de ce travail est précisément de repérer les points qui sont pertinents pour les bénéficiaires du RMI, afin de comparer leurs ressources en ce point avec leurs ressources au RMI.

2. Toutefois, on ne retient pas le forfait logement pour les personnes sans logement ou dans un logement insalubre.

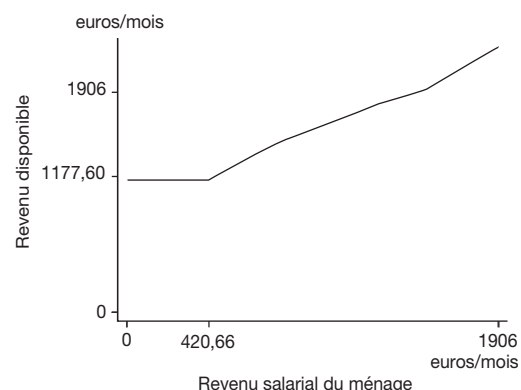
3. Les barèmes utilisés dans l'ensemble de ce texte sont tirés du Barème social périodique 1998.

#### Graphique Revenu du travail et revenu disponible

##### 1 – Personne seule sans allocation logement



##### 2 – Couple avec trois enfants et allocation logement



Source : les auteurs.

Le tableau 3 détaille les gains financiers potentiels associés à l'emploi par rapport aux revenus disponibles décrits dans le tableau 2. On constate d'abord que pour 74 % des ménages bénéficiaires du RMI le gain financier que l'on estime est positif : ces ménages verraient leur revenu disponible augmenter s'ils occupaient un emploi, même passé le bénéfice de l'intéressement. Le graphique II présente la distribution de ces gains. Un petit groupe de ménages (environ 3 %) connaîtrait une perte nette : ils se trouvent dans la situation paradoxale où leur nouveau salaire, en les faisant sortir du RMI, réduit l'allocation logement plus qu'il n'augmente leur revenu par ailleurs. Une forte concentration se situe en

zéro : le salaire de ces ménages est très faible et ils continuent de bénéficier du RMI en complément, si bien que leur revenu disponible n'est pas affecté. Ensuite, vient une large fourchette de gains positifs, mais avec une forte concentration des gains les plus faibles.

Le tableau 3 précise la distribution des gains positifs. Le gain est en moyenne de 273 euros environ mais la médiane est à 202 euros environ, ce qui traduit la concentration vers les valeurs faibles. Un quart des ménages gagne moins de 93 euros dans cette simulation, tandis qu'un quart gagne plus de 412 euros. Ce gain représente un accroissement de 63 % du revenu disponible par rapport au RMI, en moyenne ;

Tableau 2  
Revenus disponibles au RMI par type de ménage

En euros par mois (données pondérées)

	Revenu disponible au RMI		Bénéfice de l'allocation logement			Part dans l'ensemble des ménages (en %)	Nombre d'observations
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type	Part de bénéficiaires (en %)		
Homme seul sans enfant	384	93	161	88	36	32	949
Femme seule sans enfant	412	106	180	81	48	18	553
Seul avec un enfant	602	114	171	102	79	12	363
Seul avec deux enfants	730	117	198	104	88	5	209
Seul avec plus de deux enfants	948	170	196	116	87	3	116
Couple sans enfant	629	106	202	77	80	5	145
Couple avec un enfant	714	116	193	98	81	7	223
Couple avec deux enfants	839	115	198	100	86	6	207
Couple avec plus de deux enfants	1 094	207	222	120	82	6	245
<b>Ensemble des ménages</b>	<b>559</b>	<b>248</b>	<b>184</b>	<b>98</b>	<b>59</b>	<b>-</b>	<b>3 010</b>

Sources : enquête Sortants du RMI, 1998, Insee et calculs des auteurs.

Tableau 3  
Augmentation du revenu disponible mensuel par rapport au RMI, en fonction du type de salaire affecté au ménage

En euros par mois (données pondérées)

	Proportion de gains positifs (en %)	Accroissement du revenu disponible en cas de gain positif	
		Moyenne	Médiane
Salaire potentiel affecté à un seul membre du ménage	74	273	202
Salaire observé sur la population en emploi	72	284	195
Salaire potentiel affecté à chacun des membres du ménage	79	348	259
Salaire potentiel affecté à chacun des membres du ménage (ménages en couple seulement)	96	539	484
Smic à temps plein affecté à un membre du ménage	100	340	358

Lecture : le calcul faisant intervenir des tirages aléatoires des résidus (cf. encadré 2), les chiffres pourraient être très légèrement différents pour un autre tirage que celui utilisé ici. En raison de valeurs manquantes, l'échantillon total est ramené à 2 978.

Sources : enquête Sortants du RMI, 1998, Insee et calculs des auteurs.

mais pour la moitié des ménages, cet accroissement ne correspond qu'à un tiers de leur revenu disponible au RMI.

Lorsqu'on examine la population des bénéficiaires du RMI en décembre 1996 qui occupaient effectivement un emploi en janvier 1998, les résultats ne sont pas différents, bien que leurs salaires effectifs soient légèrement plus élevés que les salaires potentiels que l'on estime pour le reste de la population : pour 72 % le revenu disponible du ménage a effectivement augmenté et la moyenne des gains nets positifs est un peu supérieure à 284 euros. Cela tient au fait qu'ils sont plus

souvent en couple ou à charge de famille et ont par conséquent des revenus au RMI également plus élevés que la moyenne. À composition du ménage identique, en revanche, leurs gains nets à occuper un emploi sont un peu plus élevés que ceux des ménages observés sans emploi. Enfin, une partie des gains nets que l'on calcule sont positifs mais très faibles, ce qui concerne typiquement les nombreux ménages qui perçoivent un demi-Smic.

Jusqu'ici, on a supposé dans les simulations que seul l'un des membres du couple éventuel travaillait. Rien n'empêche d'examiner ce qui

Tableau 4  
**Augmentation du revenu disponible mensuel par rapport au RMI, décomposition par ménage**

**A – Salaire potentiel affecté à un seul membre du ménage**

En euros par mois (données pondérées)

	Proportion de gains positifs (en %)	Accroissement du revenu disponible en cas de gain positif		
		Moyenne	Médiane	1 <sup>er</sup> quartile
Homme seul sans enfant	90	303	221	101
Femme seule sans enfant	72	234	131	73
Seul avec un enfant	37	184	139	55
Seul avec deux enfants	46	198	139	69
Seul avec plus de deux enfants	66	256	175	118
Couple sans enfant	61	267	215	97
Couple avec un enfant	66	255	196	102
Couple avec deux enfants	73	237	208	102
Couple avec plus de deux enfants	89	334	297	150
<b>Ensemble des ménages</b>	<b>74</b>	<b>273</b>	<b>202</b>	<b>93</b>

**B - Smic à temps plein affecté à un membre du ménage**

En euros par mois (données pondérées)

	Proportion de gains positifs (en %)	Accroissement du revenu disponible en cas de gain positif		
		Moyenne	Médiane	1 <sup>er</sup> quartile
Homme seul sans enfant	100	398	456	365
Femme seule sans enfant	100	370	456	255
Seul avec un enfant	100	259	230	198
Seul avec deux enfants	99	305	296	283
Seul avec plus de deux enfants	98	470	499	456
Couple sans enfant	100	180	124	84
Couple avec un enfant	98	202	211	105
Couple avec deux enfants	98	227	200	168
Couple avec plus de deux enfants	99	381	387	346
<b>Ensemble des ménages</b>	<b>100</b>	<b>340</b>	<b>358</b>	<b>227</b>

Lecture : le calcul faisant intervenir des tirages aléatoires des résidus (cf. encadré 2), les chiffres pourraient être très légèrement différents pour un autre tirage que celui utilisé ici. En raison de valeurs manquantes, l'échantillon total est ramené à 2 978.  
Sources : enquête Sortants du RMI, 1998, Insee et calculs des auteurs.

se passe si les deux membres travaillent. Les résultats ne sont pas très fortement affectés par cette variation, essentiellement parce que les couples constituent une minorité des bénéficiaires du RMI. Au demeurant, le deuxième salaire est le plus faible des deux, généralement celui de la femme. Ainsi, 79 % des ménages connaîtraient un gain financier dans ce cas et la moyenne des gains positifs serait portée à 348 euros avec une médiane à 259 euros, ce qui représente une augmentation de 64 à 75 euros environ par rapport au cas précédent.

De manière à permettre un rapprochement avec les études par cas type, on a également affecté à chaque ménage un Smic à temps plein, sans aucune référence cette fois aux estimations de la structure des salaires. Le gain financier est alors positif pour tous les ménages, et le gain moyen et le gain médian sont de 340-358 euros, résultat nettement différent de celui obtenu sur la base des simulations. Il est ainsi important de tenir compte du travail à temps partiel en effectuant des simulations réalistes à partir d'un échantillon réel et de situations d'emploi observées.

### **Des gains plus faibles pour les femmes seules avec des enfants**

Dans la présentation d'ensemble ci-dessus, tous les types de ménages ont été mêlés. Or les montants des transferts, avec ou sans RMI, dépendent principalement de la composition du ménage. Ainsi, certains ménages ont des positions extrêmes à l'intérieur de la distribution des gains financiers (cf. tableau 4). Les personnes qui élèvent seules leurs enfants (à 95 % des femmes) sont dans la situation la moins favorable à l'égard de l'emploi. On simule un gain positif pour une minorité seulement et les montants des gains sont modestes (12) (moins de 152 euros dans la moitié des cas). En effet, les femmes jeunes et peu diplômées majoritaires dans cette catégorie de population se trouvent dans le bas de la distribution des salaires potentiels. Mais, par ailleurs, la présence d'enfants leur assure des prestations au RMI plus élevées que les autres femmes seules : cette conjonction les place dans la situation la plus défavorable en termes de gain à l'emploi. Ce dernier point doit cependant être nuancé lorsqu'il y a plus de deux enfants, mais ces situations sont rares (3 % des bénéficiaires contre 12 % pour les personnes seules avec un enfant). De plus, ces ménages sont précisément ceux pour lesquels

la garde des enfants constitue un obstacle majeur à l'exercice d'une activité, notamment si les horaires de travail sont atypiques. Or, ces coûts ne sont pas pris en compte dans ce calcul. Naturellement, leur situation est pour une large part imputable au travail à temps partiel. Si on affectait à toutes ces personnes un salaire au Smic à temps plein, elles connaîtraient presque toutes un gain financier et leur gain médian augmenterait fortement.

À l'autre extrémité du spectre, on trouve les personnes isolées sans enfant, lesquelles représentent plus de la moitié des ménages bénéficiant du RMI. En moyenne, 85 % d'entre elles verraient leur revenu augmenter (au lieu de 74 % pour l'ensemble des ménages de l'enquête RMI) et leur gain médian s'élèverait à 198 euros. Il y a deux raisons à leur position : d'abord, ce sont plus souvent des hommes que des femmes, aussi leurs salaires potentiels sont-ils plus élevés que la moyenne. Ensuite, leurs revenus au RMI sont les plus faibles puisqu'ils sont seuls et sans personne à charge. Il faut cependant opposer les hommes et les femmes à l'intérieur de cette catégorie (cf. tableau 4) : la situation des femmes est moins bonne en termes de gain potentiel, ce qui reflète les différentiels de salaires entre les deux sexes (tandis que les différences de revenu disponible au RMI sont très faibles).

Le tableau 4 fait enfin apparaître un mécanisme intéressant : les gains diminuent puis augmentent avec le nombre d'enfants. La diminution tient au fait que les transferts perçus par les ménages sans enfant sont relativement faibles, si bien que leur gain à l'emploi est élevé. Mais ensuite, les transferts supplémentaires perçus par les salariés au titre des allocations familiales, du complément familial et de l'allocation pour jeune enfant deviennent plus importants que l'accroissement du barème du RMI à mesure que le nombre d'enfants s'élève (13). C'est ce qui explique notamment les gains à l'emploi importants des couples avec au moins trois enfants ou la situation intermédiaire des personnes seules avec au moins trois enfants.

12. Une partie des femmes avec de jeunes enfants touchent l'allocation de parent isolé (API) et le même résultat s'applique également à celles-ci (Gurgand et Margolis, 2000a ou 2000b).

13. Le RMI étant une allocation différentielle, il prend en compte toutes les sources de revenus du ménage, y compris les allocations familiales, le complément familial et l'allocation pour jeune enfant. Ainsi, l'apport de ressources supplémentaires provenant de ces allocations est partiellement compensé par une baisse du niveau de l'allocation du RMI ; or le complément de revenus apporté par ces transferts n'est diminué que par le système d'imposition pour les ménages salariés.