

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

MARC GURGAND
Marc.Gurgand@cee.enpc.fr
Centre d'études de l'emploi et Crest

DAVID MARGOLIS
margolis@univ-paris1.fr
CNRS-Team et Crest

DOCUMENT DE TRAVAIL

N°09

juin 2001

NUMÉROS DÉJÀ PARUS :

téléchargeables à partir du site
<http://www.cce-recherche.fr>

- N° 8** *Le statut de l'entrepreneuriat artistique et culturel : une question d'économie politique*
MARIE-CHRISTINE BUREAU
avril 2001
- N° 7** *Le travail des femmes en France : trente ans d'évolution des problématiques en sociologie (1970-2000)*
MARTINE LUROL
mars 2001
- N° 6** *Garder et accueillir les enfants : une affaire d'État ?*
MARIE-THÉRÈSE LETABLIER, GÉRALDINE RIEUCAU
janvier 2001
- N° 5** *Le marché du travail des informaticiens médiatisé par les annonces d'offres d'emploi : comparaison France/Grande-Bretagne*
CHRISTIAN BESSY, GUILLEMETTE DE LARQUIER avec la collaboration de MARIE-MADELEINE VENNAT
novembre 2000
- N° 4** *Le travail : norme et signification*
YOLANDE BENARROSH
octobre 2000
- N° 3** *À propos des difficultés de traduction des catégories d'analyse des marchés du travail et des politiques de l'emploi en contexte comparatif européen*
JEAN-CLAUDE BARBIER
septembre 2000
- N° 2** *L'économie des conventions à l'école des institutions*
HERVÉ DEFALVARD
juillet 2000
- N° 1** *La certification des compétences professionnelles : l'expérience britannique*
CHRISTIAN BESSY
mai 2000

Ce texte a été soumis au comité éditorial du CEE, composé de : Gabrielle Balazs, Jean-Claude Barbier, Pierre Boisard, Bruno Courault, François Eymard-Duvernay, Jérôme Gautié, Jean-François Germe, Michel Gollac, Françoise Laroche, Marie-Thérèse Letablier, Martine Lurol, Emmanuèle Reynaud, Bernard Simonin, Marie-Madeleine Vennat, Serge Volkoff.

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

Marc Gurgand
David Margolis

Résumé

Nous comparons le revenu disponible des ménages bénéficiaires du RMI avec le revenu disponible à long terme de ces mêmes ménages si l'un des membres percevait son salaire potentiel. À cette fin, nous estimons 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 décrites et décomposées pour des ménages de caractéristiques différentes. Nous appuyons les estimations et les simulations sur une enquête représentative des allocataires du RMI : les salaires observés sont très faibles notamment en raison du travail à temps partiel, y compris pour les hommes. Sur la base de cette distribution de salaires, nous trouvons que trois quarts des ménages gagneraient financièrement à occuper un emploi. En revanche, moins de la moitié des mères isolées verraient leur revenu augmenter. Si nous affectons un salaire aux *deux* membres des couples, 96% des ménages de cette catégorie gagneraient à travailler dans ces conditions. La distribution des salaires observés sur cette population étant très atypique, nous leur affectons ensuite la structure des salaires telle qu'elle est observée sur l'ensemble des salariés en utilisant l'enquête «Emploi ». Neuf ménages au RMI sur dix verraient alors leur revenu de long terme s'élever. Les mères isolées restent les plus mal placées en termes d'intérêt monétaire.

Mots-clefs : Minima sociaux, RMI, salaires, transferts, fiscalité.

Guaranteed Minimum Income and Labor Income : Estimated Earnings from Employment

Abstract

In this paper, we estimate the difference in long-run after-tax and transfer income from employment and from non-employment available to families in France that receive the Guaranteed Minimum Income (RMI). Based on estimated expected wages we compute potential increases in disposable income. The observed wages received by welfare recipients are very low because of a high probability of part-time work, including for men. Based on this wage distribution, and supposing that the adult in the household with the highest potential earnings is the one employed, we find that 74% of welfare households would have an increase in disposable income if they were employed, relative to their disposable income in the absence of employment. Single mothers are the group for which the fewest number of households (43%) would gain from employment. The shares of households that would have an increase in income grow to 96% when we then focus exclusively on couples and consider both members working. As the wage distribution used is very atypical, we build an upper bound estimate, using a representative survey of the working population (enquête "Emploi"). The

share of households that have an increase in disposable income from working goes from 74% to 89%, with the shares for single mothers still the lowest.

Key words : *Welfare, guaranteed minimum income, labor earnings, transfers, tax-system.*

INTRODUCTION[?]

Au 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 ressources, lorsque le revenu minimum d'insertion (RMI) a été institué.

L'augmentation du nombre de bénéficiaires des minima sociaux et les transformations parallèles du marché du travail, en particulier le développement de l'emploi à temps partiel assorti de salaires 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 1997¹. Pour certains, les prestations versées aux ménages les plus pauvres, en particulier le RMI, sont insuffisantes et ne permettent pas de lutter contre la pauvreté : au cours des quinze dernières années les revenus disponibles tirés des minima sociaux ont constamment diminué par rapport au niveau de vie moyen (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, Salanié, 2000). Certains préconisent alors la généralisation de dispositifs qui permettent 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, c'est le cas du RMI (« intéressement »), mais ils sont limités dans le temps. Le récent rapport sur le plein emploi de Pisany-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 « prime pour l'emploi » décidée par le gouvernement.

Ce débat met en jeu un certain nombre d'éléments qui sont autant de zones d'ombre. 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'aux 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 financièrement plus attractif que l'emploi, ce qui, par un argument de continuité, rend toujours possible l'existence d'effets désincitatifs, il est beaucoup plus difficile de démontrer qu'une structure particulière du système de transferts combinée à des attitudes certainement

[?] Cette recherche a bénéficié d'une subvention du Commissariat général du Plan. Les auteurs remercient Cédric Afsa pour ses nombreux commentaires tout au cours de leur travail et Wolfgang Schwerdt pour son excellent travail d'assistant de recherche. Ils remercient également Pascale Breuil et Danièle Guillemot qui leur ont facilité l'accès aux données ainsi que Laurence Rioux, Jean-Claude Barbier, Jérôme Gautié et les participants au groupe de travail de la DRESS et à la journée « Working Poor en France » pour leurs commentaires. Le texte ci-après a été proposé pour publication à la revue *Économie et Statistique*.

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

hétérogènes vis-à-vis du travail produit 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 inter-temporelles rendent particulièrement délicate l'analyse empirique de ces phénomènes².

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 celle des États-Unis, et dans une économie à très haut taux de chômage des moins qualifiés, combiné à une forte inertie des parcours et au chômage de longue durée, comme celle de la France. 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 ». Certes, l'Europe s'engage probablement dans une période de croissance, et l'existence d'une pénurie de main-d'œuvre est souvent évoquée, mais il est difficile de prédire à quel horizon cette embellie pourrait concerner directement les plus défavorisés.

Enfin, si la question des « trappes à inactivité » fait ici l'objet d'un débat dont l'enjeu économique n'est pas aussi clair qu'outre-Atlantique, c'est qu'elle met largement en jeu des considérations morales. Dans un contexte politique et intellectuel marqué, un temps, par le thème de « la fin du travail », le niveau relatif des revenus en emploi et hors emploi peut s'interpréter comme la valeur que la société entend donner au travail. Sur ce point, plus encore que sur les autres, il y a matière à débat.

I. LE GAIN FINANCIER À L'EMPLOI DES BÉNÉFICIAIRES DE MINIMA SOCIAUX EST MAL CONNU

Nous pensons qu'avant toute chose, il est nécessaire d'évaluer soigneusement le gain financier que les bénéficiaires de minima sociaux auraient à occuper un emploi plutôt qu'à vivre des prestations sociales. On apporte ainsi des données de cadrage utiles à la poursuite du débat. Or les éléments dont nous disposons aujourd'hui 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)³. 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 cumulés avec une partie du 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'intéressement⁴. Durant cette période transitoire, les revenus augmentent

² Par exemple, sans entrer dans la polémique, on peut noter que la contribution de Laroque, Salanié (2000) fait progresser la littérature dans le sens d'une prise en compte des contraintes budgétaires produites par le système de transferts, mais qu'elle ne traite pas les aspects inter-temporels notamment.

³ Voir par exemple Padiou (1997), Join-Lambert (1998) ou Gautié, Gubian (2000).

⁴ Ces dispositions ont été récemment élargies, mais celles que nous résumons ici correspondent à la date de l'enquête que nous allons exploiter.

Encadré 1

Les données

Nous utilisons plusieurs sources de données, pour les estimations de la structure des salaires comme pour les simulations de revenu disponible. Nous nous appuyons 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 Dress. Un échantillon représentatif des allocataires du RMI a été interrogé en décembre 1996 puis un an plus tard, en janvier 1998. Nous utilisons 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 nous 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. Nous nous limitons aux personnes de 17 à 55 ans et nous excluons les étudiants et les retraités (notre échantillon contient 3 010 ménages sur les 3 415 initiaux). Pour l'estimation, nous éliminons en outre les revenus d'une activité indépendante. Pour les simulations, nous reconstituons toujours les montants des prestations qui doivent être théoriquement perçues, si bien que nous ne tenons 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, nous exploitons également la version française du panel européen des ménages réalisée par l'Insee. Nous utilisons 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 population est représentative en 1996. Nous appliquons 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. Nous avons 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 notre échantillon contient finalement 3 444 ménages.

Dans la dernière partie de cet article, nous estimons la structure des salaires caractéristique de l'ensemble de la population française (métropolitaine) - et non plus des seuls allocataires du RMI -. Nous n'utilisons pas le panel européen pour le faire. En effet, les données de salaire mensuel qui pourraient en être tirées 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. Nous préférons 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 en outre un très grand nombre d'observations. Notre 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.

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 sont insatisfaisants 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 quatre-vingt-dix est un phénomène majeur qui a réduit les revenus du travail des personnes en emploi et contribué à augmenter le nombre des travailleurs pauvres (*working poor*)⁵.

Il faut donc donner tout son poids à cette constatation élémentaire : le gain financier à l'emploi dépend de deux termes inséparables, 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. Nous proposons d'estimer le salaire que chaque individu pourrait obtenir s'il occupait un emploi, étant donné 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 (voir encadré 1). Pour les personnes en couple, nous évaluons le salaire des deux conjoints et nous affectons au ménage le salaire le plus élevé (nous examinons aussi la sensibilité des résultats lorsque nous affectons la somme des salaires des deux conjoints éventuels). Nous calculons 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 -. Nous comparons ce revenu au revenu disponible lorsque le ménage vit exclusivement du RMI. Nous pouvons ainsi décrire la distribution des gains financiers potentiels dans la population des bénéficiaires et la décomposer en fonction des types de ménages.

Nous ne présentons que les revenus stabilisés, c'est-à-dire une fois passée 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, rend 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). Notre démarche 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 à un moment donné en un sens précis : nous décrivons ce que serait le gain financier d'un ménage à long terme si un membre conservait durablement un emploi à son salaire potentiel estimé. Nous reviendrons plus loin sur le type de salaire qui doit être utilisé pour que cet exercice imaginaire soit pertinent.

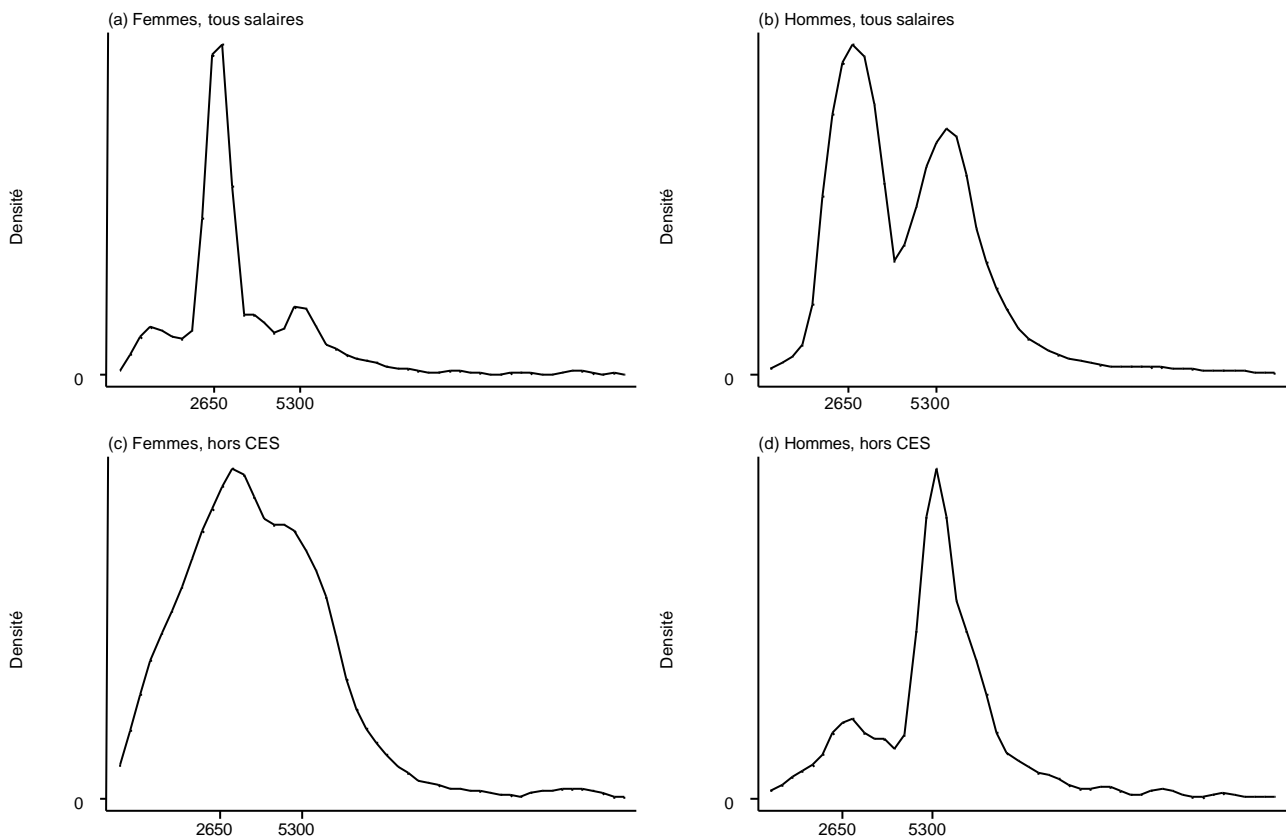
⁵ Voir Lagarenne, Legendre (2000).

II. 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. Si plusieurs possibilités s'offrent à nous pour estimer la structure des salaires, 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 » (voir encadré 1), ce qui nous limite à cette prestation.

Figure 1

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



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 tôt⁶. Un tiers sont en emploi à cette date⁷, avec un statut de salarié pour neuf sur dix de ces personnes.

⁶ 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.

⁷ Dans certains cas, c'est le conjoint qui est en emploi, mais ces situations sont très rares.

Parmi les salariés, 34% sont en Contrat emploi solidarité (CES), c'est-à-dire sous contrat de travail 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 salaires⁸ qui est décrite dans les figures 1(a) et 1(b). Celles-ci font apparaître une forte concentration au Smic à mi-temps pour les femmes et, chez les hommes, une concentration à la fois au Smic à mi-temps et au Smic à plein temps, ce qui les distingue très fortement de l'ensemble des salariés. Dans les figures 1(c) et 1(d), nous avons supprimé les emplois en CES et 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 nous présenterons par la suite, est sensible à la conjoncture économique comme à l'évolution des politiques publiques.

C'est sur la base de ces salaires observés que nous affectons des salaires potentiels à tous les ménages de l'échantillon (voir 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 sans emploi dans l'enquête. Nous testons 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). En bas du tableau figure le résultat du test du biais de sélection. Pour les hommes comme pour les femmes, on ne peut pas rejeter l'hypothèse que ce biais est absent⁹. Les coefficients présentés dans le tableau sont donc simplement estimés par les moindres carrés ordinaires.

⁸ Il s'agit des salaires mensuels net déclarés à l'enquêteur au mois de l'enquête, à l'exception de tout autre revenu, notamment de l'éventuel intéressement.

⁹ On aurait respectivement 81% et 83% de chances de se tromper en rejetant cette hypothèse.

Encadré 2

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*). Nous supposons 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 nous n'étudions 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, typiquement 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 que nous estimons, ce qu'il faut bien distinguer de la probabilité d'obtenir effectivement un emploi.

Plus spécifiquement, nous supposons que les conditions proposées par les employeurs à un individu de caractéristiques x sont distribuées selon :

$$\log w = x\beta + u \quad (1)$$

$$\log h = x\gamma + v \quad (2)$$

où w et h sont le taux de salaire et le temps de travail, β et γ 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).

Nous montrons ailleurs (Gurgand, Margolis, 2000) que lorsque le choix porte sur w et h simultanément et si, en outre, le choix du temps de travail peut être

contraint¹⁰, c'est-à-dire que h ne se trouve pas sur la courbe d'offre $h^*(w)$ de l'individu, alors la probabilité qu'une personne soit en emploi dépend, en première approximation, d'une variable latente de la forme :

$$e^* = x\beta + z\gamma + \eta$$

où z détermine l'offre de travail mais non les conditions d'emploi. Nous utiliserons 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 nous 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),

$$\log W = x\beta + \eta + \lambda_{u+v} \eta \quad (3)$$

où la corrélation entre η et $(u + v)$ est décrite par :

$$(u + v) = \lambda_{u+v} \eta + \epsilon$$

et $\lambda_{(.)}$ est l'inverse du ratio de Mills, une fonction qui est obtenue sous l'hypothèse de normalité de η . Lorsqu'on souhaite estimer les fonctions (1) et (2) séparément, on s'appuie sur une expression plus complexe, détaillée par Gurgand et Margolis (2000).

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.

Une fois les paramètres β et γ estimés¹¹, par b et g mettons, nous souhaitons affecter à chacun un salaire W simulé. Ce salaire vaut :

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

où U est tiré aléatoirement dans la distribution 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.

¹⁰ En France, 40% de l'emploi à temps partiel est déclaré être « contraint ».

¹¹ Ou $(\beta + \gamma)$ en bloc pour l'enquête RMI parce que nous ne parvenons pas à estimer le modèle complet.

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

	Femmes		Hommes	
Niveau d'études				
3 ^{ème} cycle universitaire	0.4466	(0.2360)	0.5265	(0.1603)
2 ^{ème} cycle universitaire	0.2577	(0.2291)	0.4213	(0.1556)
1 ^{er} cycle univers. ou tech. supérieur	0.3913	(0.2054)	0.5098	(0.1414)
2 ^{ème} cycle d'enseignement général	-0.0281	(0.1627)	0.2279	(0.1313)
Enseignement tech. ou prof. long	-0.0090	(0.1795)	0.3664	(0.1376)
1 ^{er} cycle d'enseignement général	-0.1660	(0.1308)	0.0313	(0.1043)
Enseignement tech. ou prof. court	-0.0444	(0.1349)	0.1752	(0.0964)
Etudes primaires ou pas d'études	ref.	ref.	ref.	ref.
Age	-0.0018	(0.0525)	0.0552	(0.0443)
Age²	-0.0004	(0.0005)	0.0003	(0.0004)
Age x âge de fin d'études	0.0008	(0.0016)	-0.0046	(0.0012)
Age de fin d'études	0.0341	(0.1049)	0.2700	(0.0772)
Age de fin d'études²	-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)
Test de sélection : statistique (p-value)	0.0216	(0.8290)	-0.2390	(0.8110)
R ²	0.14		0.13	

ordinaires.

Test de sélection basé sur la méthode de Heckman.

La spécification contient à la fois des niveaux d'études et le nombre d'années 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. 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'études font apparaître une prime salariale pour l'enseignement supérieur, notamment en premier cycle, qui comprend l'enseignement technique supérieur, et pour l'enseignement technique ou professionnel long. Les salaires des femmes en revanche varient peu avec ces déterminants classiques : seuls les effets des diplômes supérieurs sont marginalement significatifs. Ceci tient en partie à la forte concentration des salaires des femmes autour du demi-Smic. Au demeurant, l'effet de l'âge est nul parce qu'il combine un effet positif sur le taux de salaire et un effet négatif sur le nombre d'heures travaillées (régressions auxiliaires non 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, que nous traitons comme un aléa, joue un rôle important. Par conséquent, les salaires que nous simulons sont relativement imprécis au niveau individuel ; heureusement, au niveau agrégé, qui seul nous intéresse, cela n'introduit pas de biais.

III. À LONG TERME, TROIS MÉNAGES AU RMI SUR QUATRE GAGNERAIENT À OCCUPER UN EMPLOI

Nous utilisons les résultats de l'estimation de la structure des salaires décrits ci-dessus pour affecter à chaque adulte des ménages représentatifs des bénéficiaires du RMI un salaire potentiel en emploi (voir encadré 2). La distribution des salaires que nous obtenons est représentative de la distribution des salaires susceptibles d'être offerts à l'ensemble de cette population. À partir de chaque salaire, nous construisons le revenu disponible du ménage. 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 ressources. 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, Salanié, 1999, pour une description plus détaillée de l'ensemble du système socialo-fiscal).

Le tableau 2 récapitule d'abord les montants des revenus disponibles des ménages de l'échantillon si ceux-ci vivaient exclusivement du RMI en janvier 1998 : ces revenus s'élèvent à 3 664 francs 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 2 578 francs pour les personnes seules sans enfants. Il vaut 7 176 francs 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. Cela est indiqué par les forts écarts types dans le tableau 2 et 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. Ces variations sont importantes, aussi est-il indispensable, pour effectuer ce type de calcul, d'avoir dans les données d'enquête une information précise sur la perception de cette allocation.

Tableau 2
Revenus disponibles au RMI par type de ménage
(en francs par mois)

	Revenu disponible au RMI		Part dans l'ensemble des ménages
	Moyenne	Ecart type	
Ensemble des ménages	3664	1624	-
Seul sans enfant	2578	646	56%
Seul avec un enfant	3947	751	12%
Seul avec deux enfants	4787	768	5%
Seul avec plus de deux enfants	6220	1113	3%
Couple sans enfant	4125	696	5%
Couple avec un enfant	4685	763	7%
Couple avec deux enfants	5503	756	6%
Couple avec plus de deux enfants	7176	1356	6%

Source : Enquête sur les sortants du RMI, calcul des auteurs.

Encadré 3 : RMI, revenu du

Nous concentrons notre attention sur le RMI que 88 2000 personnes percevaient en France métropolitaine en 1996, ce qui, en comptant les ayants droit, représente 1,6 millions de personnes. Il s'agit d'un transfert monétaire universel mais sous condition de ressources qui doit porter les revenus 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 aux taxes d'habitation.

Lorsque l'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. Nous excluons 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 sous divers seuils (allocation logement)¹². Lorsque le revenu n'est pas imposable 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 nous l'assimilons à l'allocation logement parce que nos données ne nous permettent pas de distinguer le logement public du logement privé.

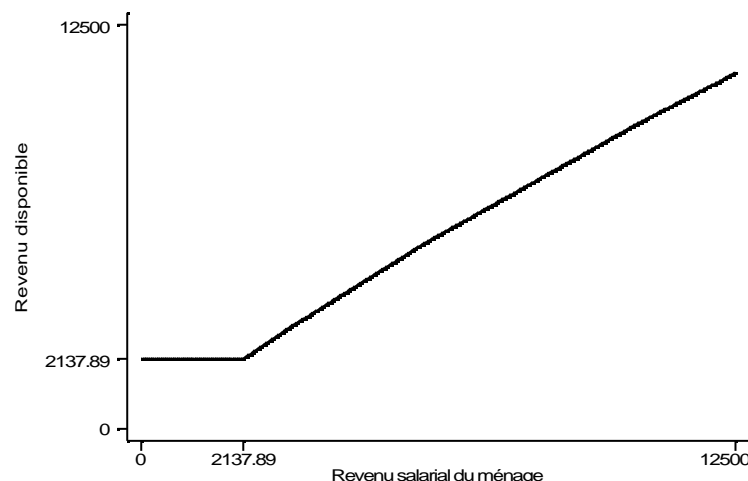
Tous ces transferts sont compris dans les ressources du ménage pour déterminer le droit au RMI mais l'allocation logement reçoit un traitement particulier. Si un ménage est propriétaire de son logement, on ajoute à ses revenus un montant forfaitaire (F). Le même montant est pris en compte pour les ménages 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. Rappelons que nous adoptons une perspective de long terme en faisant abstraction des périodes transitoires, qui peuvent rendre l'emploi plus intéressant financièrement sur le court terme mais ont aussi 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

Figure A

Revenu du travail et revenu disponible : personne seule sans allocation logement



¹² Le revenu imposable est celui de l'année précédente, ce que nous ne prenons pas en compte dans ce qui suit, et qui revient à imposer une stationnarité des flux de revenus cohérente avec notre perspective de long terme.

travail et revenu disponible

primaire. Lorsque les revenus du travail atteignent le seuil $T - F^3$, 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.

La figure A décrit le revenu primaire du travail et le revenu disponible qui en résulte pour une personne seule ne percevant pas l'allocation logement¹⁴. Son revenu garanti est de 2 137,89 francs par mois (moins que la moitié du Smic net), soit le seuil du RMI, 2 429,42 francs, moins le forfait logement. Les revenus plus élevés sont taxés à un taux marginal d'environ 8%.

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 (figure B). Ses ressources excèdent 7 700 francs au RMI (le seuil garanti est de 6 073,55 francs, auquel s'ajoute l'allocation logement moins le forfait). La sortie du RMI s'effectue dès que les revenus du travail atteignent 2 759,37 francs, parce qu'en y ajoutant les transferts liés à la famille – 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.

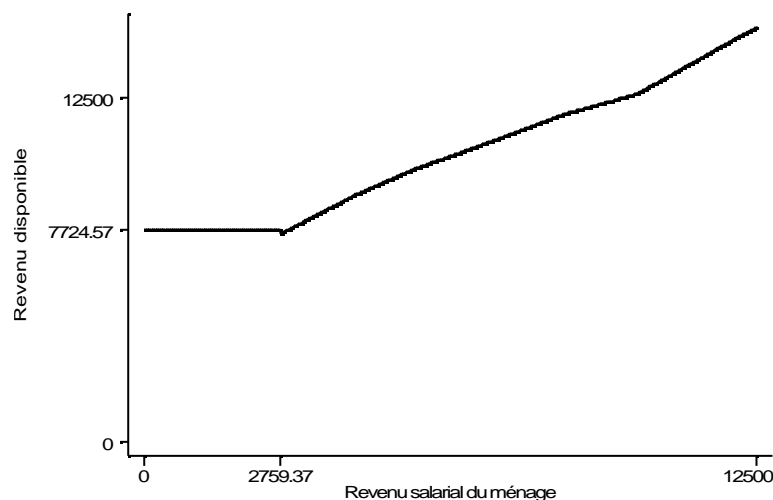
Pour les revenus légèrement supérieurs à 2 759 francs, le revenu disponible baisse légèrement car les personnes n'ayant plus droit au RMI, leur revenu devient imposable :

le montant de l'allocation logement (qui dépend du revenu imposable) 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 marginale implicite du salaire est ensuite de l'ordre de 30%. Ce taux est lié à l'importance des aides familiales sous condition de ressources, versées à ce type de ménage : celles-ci 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 figures A et B 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.

Figure B

Revenu du travail et revenu disponible : couple avec trois enfants et allocation logement



¹³ On ne retient toutefois pas le forfait logement pour les personnes sans logement ou dans un logement insalubre.

¹⁴ Les barèmes utilisés dans l'ensemble de ce texte sont tirés du Barème social périodique 1998.

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 nous estimons est positif : ces ménages verraient leur revenu disponible augmenter s'ils occupaient un emploi, même passé le bénéfice de l'intéressement. La figure 2 présente la distribution de ces gains. Un petit groupe de ménages (environ 3%), connaîtrait une perte nette : ceux-ci 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 : ces ménages ont un salaire 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, les gains les plus faibles étant les plus fréquents.

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

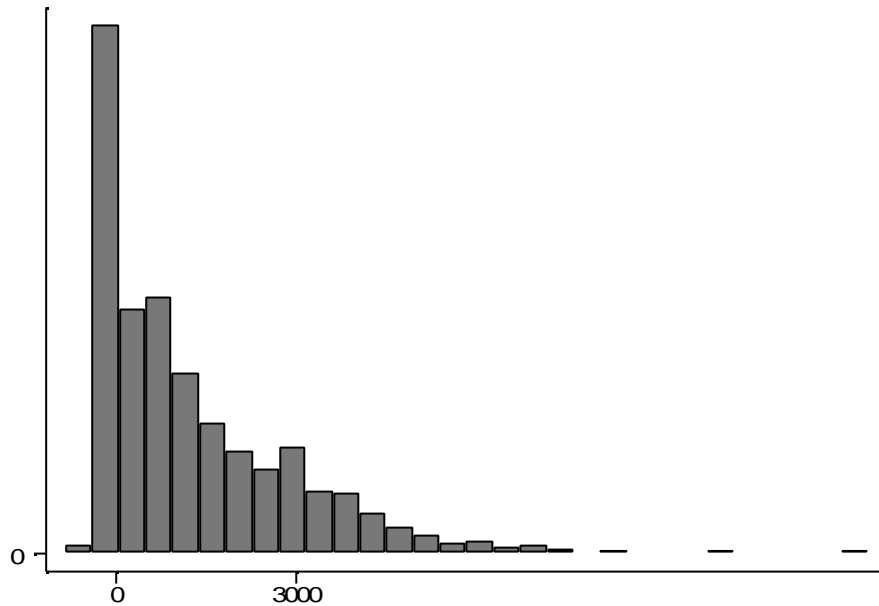
	Proportion de gains positifs	Accroissement du revenu disponible en cas de gain positif	
		Moyenne	Médiane
Salaire potentiel affecté à un seul membre du ménage	74%	1792	1326
Salaire observé sur la population en emploi	72%	1866	1278
Salaire potentiel affecté à chacun des membres du ménage	79%	2283	1701
Salaire potentiel affecté à chacun des membres du ménage (ménages en couple seulement)	96%	3533	3178
Smic à temps plein affecté à un membre du ménage	100%	2232	2350

Source : Enquête sur les sortants du RMI, calculs des auteurs. Le calcul faisant intervenir des tirages aléatoires, les chiffres pourraient être très légèrement différents pour un autre tirage que celui utilisé ici.

Le tableau 3 précise la distribution des gains positifs. Le gain est en moyenne de 1 800 francs environ, avec une médiane à 1 300 environ, ce qui traduit la concentration vers les valeurs faibles. Ajoutons qu'un quart gagne moins de 600 francs, mais un quart gagne plus de 2 700 francs. Rapporté à leur revenu au RMI, ce gain représente 63% en moyenne mais la médiane est à 37% : la moitié des ménages qui gagneraient financièrement à occuper un emploi, verraient donc leur revenu disponible augmenter de plus d'un tiers.

Lorsque nous examinons la population des bénéficiaires du RMI en décembre 1996, occupant 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 nous estimons pour le reste de la population : pour 72%, le revenu disponible du ménage augmente et la moyenne des gains nets positifs est un peu supérieure à 1 800 francs. Cela tient au fait qu'ils sont plus souvent en couple ou à charge de famille et ont par conséquent des revenus au RMI

Figure 2
Distribution des variations de revenu disponible associées à l'emploi



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.

Jusqu'ici, nous avons supposé dans les simulations que seul l'un des membres du couple éventuel travaillait. Rien n'empêche d'examiner ce qui 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 que nous ajoutons 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 est portée à 2 300 francs, avec une médiane à 1 700, ce qui représente une augmentation de 400 à 500 francs environ par rapport au cas précédent.

De manière à permettre un rapprochement avec les études par cas type, nous avons également affecté à chaque ménage un Smic à temps plein, sans aucune référence cette fois à nos estimations de la structure des salaires. Le gain financier est alors positif pour tous les ménages : le gain moyen et le gain médian sont de 2 200-2 300 francs, un résultat nettement différent de celui que nous obtenons sur la base des simulations, ce qui souligne le rôle du travail à temps partiel dans des simulations réalistes.

IV. DES GAINS PLUS FAIBLES POUR LES FEMMES SEULES AVEC DES ENFANTS

Dans la présentation d'ensemble ci-dessus, nous avons mêlé tous les types de ménages. 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 (voir tableau 4). Les personnes isolées, 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 (43% des femmes avec enfants) et les montants des gains sont modestes¹⁵ (moins de 1 000 francs pour la moitié d'entre elles). En effet, ces femmes jeunes et peu diplômées se trouvent dans le bas de la distribution des salaires potentiels. Mais la présence d'enfants leur assure des prestations au RMI plus élevées que la moyenne : cette conjonction les place dans la situation la plus défavorable en termes de gain à l'emploi. Il faut ajouter que 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. 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, 96% d'entre elles connaîtraient un gain financier et leur gain médian doublerait.

Tableau 4
Augmentation du revenu disponible mensuel par rapport au RMI
(Décomposition par ménage)

	Salaire potentiel affecté à un seul membre du ménage		
	Proportion de gains positifs	Accroissement du revenu disponible en cas de gain positif	
		Moyenne	Médiane
Seul sans enfant	85%	1863	1307
Seul avec un enfant	37%	1209	912
Seul avec deux enfants	46%	1298	915
Seul avec plus de deux enfants	66%	1679	1150
Couple sans enfant	61%	1749	1413
Couple avec un enfant	66%	1672	1285
Couple avec deux enfants	73%	1555	1364
Couple avec plus de deux enfants	89%	2188	1945
Mères isolées	43%	1310	1014
Ensemble des ménages	74%	1792	1326
	Smic à temps plein affecté à un membre du ménage		
	Proportion de gains positifs	Accroissement du revenu disponible en cas de gain positif	
		Moyenne	Médiane
Seul sans enfant	100%	2551	2990
Seul avec un enfant	100%	1700	1509
Seul avec deux enfants	99%	2002	1943
Seul avec plus de deux enfants	98%	3082	3270
Couple sans enfant	100%	1184	816
Couple avec un enfant	98%	1324	1387
Couple avec deux enfants	98%	1488	1311
Couple avec plus de deux enfants	99%	2502	2541
Ensemble des ménages	100%	2232	2350

Source : Enquête sur les sortants du RMI, calculs des auteurs. Le calcul faisant intervenir des tirages aléatoires, les chiffres pourraient être très légèrement différents pour un autre tirage que celui utilisé ici.

¹⁵ 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 (voir Gurgand, Margolis, 2000).

À l'autre extrémité du spectre, on trouve les personnes isolées sans enfants, lesquelles représentent plus de la moitié des ménages bénéficiant du RMI : 85% d'entre elles verraient leur revenu augmenter (au lieu de 74% pour l'ensemble des ménages vivant du RMI) et leur gain médian s'élèverait à 1300 francs. Il y a deux raisons à leur position : ce sont plus souvent des hommes que des femmes, aussi leurs salaires potentiels sont-ils plus élevés que la moyenne. En revanche, leurs revenus au RMI sont les plus faibles puisqu'ils sont seuls et sans personne à charge.

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 enfants 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. C'est ce qui explique notamment les gains à l'emploi importants des couples avec au moins trois enfants.

V. HÉTÉROGÉNÉITÉ INDIVIDUELLE ET DÉPENDANCE D'ÉTAT

Les calculs présentés jusqu'ici font apparaître qu'un quart des ménages ne connaîtraient pas de gain financier en emploi à long terme, c'est-à-dire s'ils conservaient le salaire qu'on leur affecte, une fois passée la période de variation des revenus transitoires, intéressement compris. Cette proportion est identique pour les ménages que nous observons effectivement en emploi : cela signifie-t-il que toutes ces personnes sont prêtes à travailler même si elles n'y trouvent aucun gain financier ? En fait, il est possible que si des emplois faiblement payés sont malgré tout occupés dans nos données, c'est partiellement en raison du mécanisme d'intéressement qui permet (en 1998) de cumuler une partie du RMI avec le revenu salarial pendant les 750 premières heures de travail. Ceci est particulièrement vraisemblable pour les personnes observées en CES, puisque la limite de durée est dans ce cas levée et l'intéressement maintenu pendant tout le temps du contrat. Par conséquent, le fait que ces personnes en emploi dans nos données ne connaissent aucune hausse de revenu disponible *d'après nos calculs*, ne doit pas s'interpréter en termes de comportements effectifs. En effet, le revenu disponible à long terme, que nous simulons, ne se confond pas avec le revenu effectivement perçu par les ménages *au jour de l'enquête* (et qu'il est difficile de reconstituer avec précision).

Cette observation doit conduire à s'interroger sur la nature de la simulation que nous proposons. Les emplois en CES qui pèsent fortement sur la distribution des salaires étant toujours assortis de l'intéressement, quel sens cela a-t-il de construire un revenu « de long terme » sur la base de ce type d'emploi ? De fait, si on supprimait ces emplois dans l'estimation de la structure des salaires, c'est-à-dire si on imaginait d'autres potentialités d'emploi, davantage liées au secteur privé, on obtiendrait des résultats sensiblement différents : la proportion de gains nets positifs passerait de 74 à 79% et la moyenne des gains nets positifs de 1 800 à 2 500 francs par mois.

Or cette difficulté, qui est particulièrement visible dans le cas des CES, s'étend en fait à tous les emplois. Supposons en effet que certaines structures de salaires, celles que l'on observe empiriquement sur la population des bénéficiaires du RMI, soient fréquemment associées à certains types d'emplois, instables ou de courte durée. Alors il peut être artificiel de construire des revenus de long terme sur la base d'emplois qui ne perdurent que rarement.

La démarche à adopter dépend de l'interprétation donnée au fait que la population des bénéficiaires du RMI de décembre 1996, que nous observons en emploi un an plus tard, perçoit des salaires particulièrement faibles. Cela peut provenir du fait que ces personnes ont dans l'ensemble certaines caractéristiques intrinsèques qui les rendent peu productives aux yeux des éventuels employeurs. On parle alors d'hétérogénéité individuelle et, même si elles s'inséraient durablement sur le marché du travail, ces personnes continueraient de toucher des salaires plus faibles que le reste de la population. La simulation que nous proposons est alors pertinente.

À l'autre extrême, on peut supposer que les salaires que ces individus parviennent à obtenir sont faibles en raison de leur situation du moment, défaut d'expérience professionnelle, stigmatisation des bénéficiaires du RMI par les employeurs, etc. On parle alors de dépendance d'état. Dans ce cas, ceux qui se trouveraient en emploi stable à l'issue d'un processus d'insertion, n'auraient pas des salaires différents de ceux de l'ensemble de la population.

Nous ne cherchons pas dans cet article à distinguer la contribution de ces différents mécanismes, ce que nos données ne nous permettent pas de faire. Mais les estimations sur la base de l'enquête « RMI » sont pertinentes si l'hétérogénéité individuelle est en œuvre. À l'inverse, une estimation sur la base des salaires de l'ensemble des salariés, ensuite appliqués à la population des personnes au RMI, pourrait permettre de construire les revenus de long terme qui ont un sens si seule joue la dépendance d'état. En ce sens, les simulations que nous avons présentées plus haut et celles qui vont suivre, permettent en quelque sorte d'encadrer ce que pourraient être les salaires à long terme d'une population de bénéficiaires du RMI en supposant que ces derniers soient durablement en emploi.

VI. SIMULATION À PARTIR DE L'ENQUÊTE « EMPLOI » : UNE « BORNE HAUTE » DES GAINS

Nous utilisons l'échantillon représentatif de la population française métropolitaine fourni par l'enquête « Emploi » de 1998 (voir encadré 1) pour estimer la structure des salaires, indépendamment de l'appartenance ou non à la population des bénéficiaires du RMI. Nous affectons ensuite ces salaires à l'échantillon de l'enquête « RMI » que nous avons utilisé jusqu'ici, de manière à décrire leurs gains en emploi, non plus avec les salaires observés sur cette sous-population, mais si ces personnes touchaient les salaires caractéristiques de l'ensemble de la population d'âge, de sexe et d'éducation comparables.

Les données plus riches de l'enquête « Emploi » nous permettent d'estimer plus finement la structure des salaires en distinguant le salaire horaire et le temps de travail hebdomadaire (voir encadré 2). Nous ne détaillons pas les résultats de la prise en compte des biais de sélection¹⁶. Indiquons simplement que la valeur des coefficients qui mesurent la sélection est faible, sauf pour le taux de salaire des femmes : les éléments non observés qui augmentent leur probabilité d'emploi augmentent également leur salaire horaire. Le tableau 5 présente les effets des caractéristiques observées sur la structure des salaires et des heures de travail. Dans l'ensemble, les coefficients sont très significatifs et les résultats sont sans surprise. Le niveau de salaire s'élève avec l'éducation et – bien que notre spécification avec l'âge et l'âge de fin

¹⁶ Des résultats détaillés pour les années 1994 à 1996 sont présentés par Gurgand, Margolis (2000) avec une analyse précise de l'interprétation des coefficients. Les résultats pour 1998 sont peu différents.

d'études ne le fasse pas directement ressortir – il augmente avec l'expérience selon un profil concave. Nous avons introduit l'ancienneté dans l'emploi courant car il sera important, lorsque nous prédirons des salaires, de les prédire à ancienneté faible. Si ces variables étaient omises, on affecterait à chacun un salaire à l'ancienneté moyenne dans la population des salariés (qui est de dix ans), ce qui biaiserait positivement les salaires potentiels¹⁷. Par ailleurs, les variables d'âge et de nombre d'années d'études sont interagies avec l'ancienneté dans l'emploi, de manière à tenir compte du fait que les rendements de l'âge et de l'éducation ont pu varier au cours du temps, ce qui pourrait produire des effets de cohorte.

Tableau 5
Coefficients des équations de salaire
Population française, salaires horaires et horaires de travail

	log du salaire horaire			
	Femmes		Hommes	
Niveau d'études				
3 ^{ème} cycle universitaire	0.6834	(0.0178)	0.6355	(0.0141)
2 ^{ème} cycle universitaire	0.5739	(0.0159)	0.5167	(0.0151)
1 ^{er} cycle univ. ou tech. supérieur	0.3831	(0.0135)	0.3277	(0.0120)
2 ^{ème} cycle d'enseignement général	0.2018	(0.0122)	0.1812	(0.0110)
Enseignement tech. ou prof. long	0.1827	(0.0135)	0.1675	(0.0113)
1 ^{er} cycle d'enseignement général	0.1305	(0.0111)	0.1455	(0.0100)
Enseignement tech. ou prof. court	0.0808	(0.0103)	0.0719	(0.0084)
Etudes primaires ou pas d'études	ref.	ref.	ref.	ref.
Age	0.0242	(0.0031)	0.0272	(0.0024)
Age²	-0.0003	(0.0000)	-0.0003	(0.0000)
Age x âge de fin d'études	0.0002	(0.0001)	0.0005	(0.0001)
Age de fin d'études	0.0490	(0.0067)	0.0405	(0.0049)
Age de fin d'études²	-0.0009	(0.0001)	-0.0011	(0.0001)
Nationalité française	0.0021	(0.0122)	-0.0039	(0.0089)
Ancienneté dans l'emploi				
6 mois ou moins	ref.	ref.	ref.	ref.
7 à 12 mois	-0.0101	(0.0118)	0.0147	(0.0107)
1 à 5 ans	0.0360	(0.0079)	0.0607	(0.0075)
plus de 5 ans	0.0742	(0.0095)	0.1160	(0.0089)
Ancienneté (mois) x âge de fin d'études	0.0001	(0.0000)	0.0000	(0.0000)
Ancienneté (mois) x âge	0.0000	(0.0000)	0.0000	(0.0000)
Constante	2.1758	(0.1145)	2.3791	(0.0770)

Ecarts types entre parenthèses. Enquête "Emploi" de 1998. Modèle estimé par le maximum de vraisemblance avec une équation de sélection non présentée.

¹⁷ Nous ne tenons pas compte de l'endogénéité possible de l'ancienneté. D'autre part, nous simulons les salaires avec une ancienneté de moins de six mois dans l'emploi. On pourrait affecter une ancienneté de sept à douze mois pour être plus en phase avec la logique de « long terme », mais la différence entre ces deux anciennetés n'est pas significative.

Tableau 5 (suite)
Coefficients des équations de salaire
Population française, salaires horaires et horaires de travail

	log de l'horaire hebdomadaire			
	Femmes		Hommes	
Niveau d'études				
3 ^{ème} cycle universitaire	0.1565	(0.0209)	0.1165	(0.0099)
2 ^{ème} cycle universitaire	0.0033	(0.0186)	-0.0906	(0.0106)
1 ^{er} cycle univ. ou tech. supérieur	0.1160	(0.0155)	0.0321	(0.0084)
2 ^{ème} cycle d'enseignement général	0.1234	(0.0145)	0.0214	(0.0077)
Enseignement tech. ou prof. long	0.1229	(0.0157)	0.0371	(0.0079)
1 ^{er} cycle d'enseignement général	0.0900	(0.0134)	0.0221	(0.0070)
Enseignement tech. ou prof. court	0.0914	(0.0123)	0.0144	(0.0059)
Etudes primaires ou pas d'études	ref.	ref.	ref.	ref.
Age	0.0019	(0.0035)	0.0076	(0.0017)
Age²	0.0000	(0.0000)	-0.0001	(0.0000)
Age x âge de fin d'études	-0.0004	(0.0001)	0.0001	(0.0001)
Age de fin d'études	0.0479	(0.0077)	0.0158	(0.0035)
Age de fin d'études²	-0.0005	(0.0002)	-0.0005	(0.0001)
Nationalité française	0.0761	(0.0142)	0.0170	(0.0062)
Ancienneté dans l'emploi				
6 mois ou moins	ref.	ref.	ref.	ref.
7 à 12 mois	0.0679	(0.0144)	0.0502	(0.0075)
1 à 5 ans	0.1203	(0.0097)	0.0763	(0.0053)
plus de 5 ans	0.2420	(0.0117)	0.1008	(0.0062)
Ancienneté (mois) x âge de fin d'études	-0.0001	(0.0000)	0.0000	(0.0000)
Ancienneté (mois) x âge	0.0000	(0.0000)	0.0000	(0.0000)
Constante	4.0825	(0.1175)	4.7346	(0.0539)

Ecarts types entre parenthèses. Enquête "Emploi" de 1998. Modèle estimé par le maximum de vraisemblance avec une équation de sélection non présentée.

Le temps de travail hebdomadaire augmente généralement avec l'éducation mais décroît au niveau du second cycle de l'enseignement supérieur. Les effets de l'âge et de l'âge de fin d'études sont positifs et de forme concave. L'effet d'interaction entre l'âge et l'âge de fin d'études est négatif pour les femmes, ce qui signifie que l'effet de l'âge est moins sensible pour les plus diplômées. Enfin, les emplois de forte ancienneté correspondent à des temps de travail plus élevés.

Nous utilisons cette structure de salaires pour simuler de nouveaux gains potentiels à l'emploi (voir tableau 6). Naturellement, les gains sont maintenant nettement plus forts : la proportion de ménages qui verraient leur revenu augmenter passe de 74 à 89%. Les gains nets positifs s'élèvent à plus de 3 000 francs en moyenne, avec une médiane à 2 800 francs. Cependant l'opposition entre les différents types de ménages persiste, puisque seulement 67% des femmes seules, qui élèvent des enfants, connaîtraient des gains positifs (ceux-ci sont alors de 1 600 francs en moyenne), tandis que les personnes en couple ou sans enfants ont des gains positifs pour plus de 90% d'entre eux.

Tableau 6
Augmentation du revenu disponible mensuel par rapport au RMI
(simulation sur la base des salaires observés dans l'enquête "Emploi")

	Population des bénéficiaires du RMI		
	Proportion de gains positifs	Accroissement du revenu disponible en cas de gain positif	
		Moyenne	Médiane
Seul sans enfant	93%	3726	3274
Seul sans enfant	68%	1732	1166
Seul avec deux enfants	68%	1621	1062
Seul avec plus de deux enfants	75%	2281	1696
Couple sans enfant	95%	3361	2599
Couple avec un enfant	95%	3029	2449
Couple avec deux enfants	98%	3246	2511
Couple avec plus de deux enfants	97%	3718	3162
Mères isolées	67%	1631	1193
Ensemble des ménages	89%	3319	2838
	Ensemble de la population		
	Proportion de gains positifs	Accroissement du revenu disponible en cas de gain positif	
		Moyenne	Médiane
Seul sans enfant	91%	3581	2819
Seul sans enfant	74%	2968	1956
Seul avec deux enfants	74%	3188	2617
Seul avec plus de deux enfants	84%	3126	2435
Couple sans enfant	93%	4008	3368
Couple avec un enfant	94%	4058	3358
Couple avec deux enfants	94%	4482	3302
Couple avec plus de deux enfants	96%	5226	4236
Mères isolées	69%	2453	1873
Ensemble des ménages	92%	4103	3292

Source : Enquête sur les sortants du RMI et panel des ménages, calculs des auteurs. Le calcul faisant intervenir des tirages aléatoires, les chiffres pourraient être très légèrement différents pour un autre tirage que celui utilisé ici.

Pour finir, il est intéressant de comparer les distributions, que nous obtenons sur la population des bénéficiaires de minima sociaux, avec celles qui portent sur l'ensemble de la population de 17 à 55 ans (les données qui permettent de calculer les revenus disponibles sur l'ensemble de la population sont décrites dans l'encadré 2). En effet, tout en se gardant d'établir un lien direct entre le fait d'être au RMI et l'intérêt financier que l'on peut trouver à occuper un emploi, on peut se demander si les allocataires du RMI sont aussi ceux dont le gain potentiel est le plus faible en moyenne. Avec la méthodologie utilisée, la seule source de différences dans les salaires des deux populations tient aux effets de structure sur les caractéristiques de sexe, d'âge, d'éducation et de nationalité. Le tableau 7 résume ces différences : la population au RMI est plus jeune, moins éduquée et moins souvent de nationalité française, si bien que ses salaires prédits sont en général plus faibles que pour l'ensemble de la population. D'autre

part, la composition familiale est également différente, la population au RMI étant plus souvent constituée de personnes isolées sans enfants. On observe que les gains financiers nets sont légèrement plus fréquents (92% des ménages) et que les gains positifs sont sensiblement plus élevés sur l'ensemble de la population que pour les bénéficiaires du RMI. Mais lorsqu'on supprime les effets de composition familiale en comparant les populations par type de ménage, les choses sont moins claires. En général, les ménages plus nombreux ont des gains à l'emploi *moins* forts lorsqu'ils n'appartiennent pas à la population des bénéficiaires du RMI. Ceci tient en grande partie à la différence dans le montant des allocations logement allouées les ménages dans l'ensemble de la population ont en moyenne des loyers plus élevés que les allocataires du RMI. Aussi, pour ceux qui ont droit à l'allocation logement, celle-ci tend également à être plus élevée lorsqu'on calcule le revenu qu'ils auraient s'ils vivaient du RMI.

Tableau 7
**Distribution des caractéristiques des bénéficiaires du RMI
 et de l'ensemble de la population (personne de référence du ménage)**

	Bénéficiaires du RMI	Ensemble de la population
Age	37.33	39.58
Age de fin d'études	17,28	18.15
3 ^{ème} cycle universitaire	3%	7%
2 ^{ème} cycle universitaire	4%	4%
1 ^{er} cycle univ. ou formations spécialisées du supérieur	6%	10%
2 ^{ème} cycle d'enseignement général	8%	8%
Enseignement technique ou professionnel court	4%	7%
1 ^{er} cycle d'enseignement général	21%	11%
Enseignement technique ou professionnel long	32%	39%
Etudes primaires ou pas d'études	22%	14%
Personne isolée	56%	26%
Personne seule avec des enfants	20%	7%
Couples	24%	67%
Nationalité française	88%	94%

Source : Enquête sur les sortants du RMI et panel des ménages, calculs des auteurs.

Ce point marque une limite de l'exercice auquel nous procédons, puisque le montant du loyer est en réalité endogène par rapport au revenu, alors que nous le tenons fixé au montant observé, lorsque nous faisons varier le revenu. Pour faire autrement, il faudrait estimer un modèle de demande de logement, ce qui nous éloignerait de la démarche descriptive suivie ici. Dans ces conditions, la comparaison de populations est délicate et n'est présentée qu'à titre indicatif. La comparaison des situations d'emploi et de non-emploi au sein d'une même population est cependant moins problématique : elle revient à traiter le loyer comme une charge fixe.

CONCLUSION

L'évaluation des salaires potentiels des personnes au RMI est une opération conceptuellement et techniquement délicate. Elle est pourtant une étape indispensable dans le débat sur le niveau des minima sociaux, et les simulations par cas type ou le calcul des taux d'imposition marginaux effectifs estimés localement ne suffisent pas, car ils ne tiennent pas compte de l'état du marché du travail. Dans cet article, nous avons tenu compte de *l'interaction* entre ce marché et la structure du système redistributif (aux impôts locaux et aides locales près). Pour autant, le choix de la distribution de salaires observés à partir de laquelle inférer les salaires potentiels dépend de la perspective - long terme ou court terme - retenue et des hypothèses sur l'origine des différences de salaires entre différentes populations - hétérogénéité individuelle ou dépendance d'état -. Les salaires obtenus par les personnes au RMI étant très différents de ceux du reste de la population, il était nécessaire de s'appuyer principalement sur une enquête spécifique. Mais les emplois observés étant très spécifiques, notamment en raison de la prépondérance des CES, il est utile de compléter cette approche de manière à construire en quelque sorte une fourchette à l'intérieur de laquelle se situent vraisemblablement les situations réelles.

La fourchette est relativement large, puisqu'elle fait varier entre 74 et 89% la proportion de ménages qui verraient leur revenu disponible augmenter s'ils occupaient un emploi. Au total, cette proportion nous semble élevée et les gains associés ne sont pas négligeables, surtout pour des personnes dont les ressources initiales sont très faibles¹⁸. Mais pour cette raison précise, il faut aussi garder à l'esprit que des variations limitées, soit du niveau des minima sociaux, soit du niveau des salaires, pourraient modifier sensiblement ces résultats. D'autre part, les salaires accessibles à ces populations restent très faibles, largement en raison du travail à temps partiel. C'est ce qui explique l'autre résultat robuste : la catégorie la plus exposée à des pertes financières en cas d'emploi (si l'on tient compte du coût de la garde des enfants) est constituée des mères isolées. Leur situation est naturellement spécifique et l'aide qui leur est apportée peut relever d'une logique propre, dans le cadre de la politique familiale plus que de la politique de l'emploi. Pour autant, les situations de pauvreté dans lesquelles elles peuvent se trouver enfermées sont très préoccupantes.

Pour finir, rappelons que le calcul des gains et des pertes financières ne préjuge pas des décisions d'activité qui peuvent être prises par les ménages, encore moins des situations d'emploi qui dépendent aussi de la demande de travail de la part des entreprises. Comme l'ont montré les estimations récentes de Laroque et Salanié (2000), les personnes peuvent aussi bien souhaiter obtenir des compensations financières importantes pour leur travail ou au contraire souhaiter travailler, quitte à voir baisser leur revenu disponible. Nos estimations ne doivent en aucun cas être prises comme des mesures des effets incitatifs ou désincitatifs du système mais comme des éléments de cadrage permettant d'alimenter le débat public.

BIBLIOGRAPHIE

Barème social périodique, 1998, *Liaisons sociales*, janvier.

BELORGEY J.-M., 2000, *Minima sociaux, revenus d'activité et précarité*, rapport pour le Commissariat général du Plan, La documentation Française.

¹⁸ Rappelons à nouveau que ces calculs sont hors intéressement, ce mécanisme assurant des gains positifs encore plus fréquents à court terme.

- CONCIALDI P., 1998, « Faut-il attendre la fin du chômage pour relever les minima sociaux? », *Droit social*, n° 3, mars, pp. 261-268.
- GAUTIÉ J., GUBIAN A., 2000, « Réforme du revenu minimum d'insertion et marché du travail », *Droit social*, n° 7-8, juillet-août.
- GURGAND M., MARGOLIS D., 2000, « Minima sociaux et revenus du travail », in Benarrosh *et alii*, *Les Trappes à inactivité à l'épreuve des faits*, rapport pour le Commissariat général du Plan, octobre, Centre d'études de l'emploi.
- HECKMAN J., 1979, « *Sample selection bias as a specification error* », *Econometrica*, vol. 47, pp. 153-161.
- JOIN-LAMBERT M.-Th., 1998, *Chômage : mesures d'urgence et minima sociaux*, La documentation Française.
- LAGARENNE Ch., LEGENDRE N., 2000, « Les 'travailleurs pauvres' », *Insee Première*, n° 745, octobre.
- LAROQUE G., SALANIÉ B., 1999, « Prélèvements et transferts sociaux : une analyse descriptive des incitations financières au travail », *Economie et statistique*, n° 328, 99-8.
- LAROQUE G., SALANIÉ B., 2000, « Une décomposition du non-emploi en France », *Economie et statistique*, n° 331, 00-1.
- PADIEU C., 1997, « RMI et Smic : étude sur l'apport financier de l'accès à l'emploi par type de ménages », *Les Cahiers de l'ODAS*, mars.
- PISANY-FERRY J., 2000, *Plein emploi*, Rapport du Conseil d'analyse économique, n° 30.
- ZOYEM J.-P., 1999, *Contrat d'insertion et sortie du RMI*, Document de travail G 9909, Direction des études et synthèses économiques, Insee.