

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 l'on observe 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 les 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 les données ne connaissent aucune hausse de revenu disponible *d'après les calculs effectués ici* ne doit pas s'interpréter en termes de comportements effectifs. En effet, le revenu disponible à long terme que l'on simule 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 l'on propose. 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 274 à 381 euros par mois.

Une autre difficulté ne s'applique pas seulement aux emplois en CES : supposons 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 que l'on donne au fait que la population des bénéficiaires du RMI de décembre 1996 qu'on observe en emploi un an plus tard perçoit des salaires particulièrement faibles. Ces faibles salaires peuvent tenir au fait que ces personnes ont dans l'ensemble certaines caractéristiques intrinsèques qui les rend peu productives aux yeux des employeurs éventuels. On parle alors d'*hétérogénéité individuelle* et, même si elles s'inséraient durablement sur le marché du travail, ces personnes continueraient d'avoir à long terme les mêmes opportunités salariales qu'à court terme et donc des salaires plus faibles que le reste de la population. La simulation que l'on propose 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. L'estimation des opportunités salariales fournie par l'enquête *RMI* n'est alors pas pertinente.

On ne cherche pas dans cet article à distinguer la contribution de ces différents mécanismes, ce que les 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 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 qu'ils soient durablement en emploi.

Simulation à partir de l'enquête *Emploi* : une « borne supérieure » des gains

On utilise l'échantillon représentatif de la population française métropolitaine fourni

par l'enquête *Emploi* 1998 (cf. encadré 1) pour estimer la structure des salaires, indépendamment de l'appartenance ou non à la population des bénéficiaires du RMI. On affecte ensuite ces salaires à l'échantillon de l'enquête *RMI* utilisé jusqu'ici, de manière à décrire leurs gains en emploi, non plus avec les salaires observés sur cette sous-population, mais s'ils 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* permettent d'estimer plus finement la structure des salaires en distinguant le salaire horaire et le temps de travail hebdomadaire (cf. encadré 2). On ne détaille pas les résultats de la prise en compte des biais de sélection (14). Cependant, 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 la spécification avec l'âge et l'âge de fin d'études ne le fasse pas directement ressortir – il augmente avec l'expérience selon un profil concave. On a introduit l'ancienneté dans l'emploi courant car il sera important, lorsqu'on prédira 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

14. Des résultats détaillés pour les années 1994 à 1996 sont présentés par Gurgand et Margolis (2000a ou 2000b) avec une analyse précise de l'interprétation des coefficients. Les résultats pour 1998 sont peu différents et on ne les détaille pas pour alléger la présentation du modèle formel et des tableaux.

Tableau 5

Coefficients des équations de salaire : population française, salaires horaires et horaires de travail

A – Log du salaire horaire

	Femmes		Hommes	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Niveau d'études				
3 ^e cycle universitaire	0,6834 **	(0,0178)	0,6355 **	(0,0141)
2 ^e cycle universitaire	0,5739 **	(0,0159)	0,5167 **	(0,0151)
1 ^{er} cycle universitaire ou technicien supérieur	0,3831 **	(0,0135)	0,3277 **	(0,0120)
2 ^e cycle d'enseignement général	0,2018 **	(0,0122)	0,1812 **	(0,0110)
Enseignement technique ou professionnel long	0,1827 **	(0,0135)	0,1675 **	(0,0113)
1 ^{er} cycle d'enseignement général	0,1305 **	(0,0111)	0,1455 **	(0,0100)
Enseignement technique ou professionnel court	0,0808 **	(0,0103)	0,0719 **	(0,0084)
Études primaires ou pas d'études	Référence	Référence	Référence	Référence
Âge	0,0242 **	(0,0031)	0,0272 **	(0,0024)
(Âge) ²	- 0,0003 **	(0,0000)	- 0,0003 **	(0,0000)
Âge x âge de fin d'études	0,0002 *	(0,0001)	0,0005 **	(0,0001)
Âge de fin d'études	0,0490 **	(0,0067)	0,0405 **	(0,0049)
(Âge de fin d'études) ²	- 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	Référence	Référence	Référence	Référence
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)

ans), ce qui biaiserait positivement les salaires potentiels (15). Par ailleurs, les variables d'âge et d'âge de fin d'études sont croisées 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 passé au sein de l'entreprise, ce qui pourrait produire des effets de cohorte.

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. Le terme 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.

On utilise cette structure de salaires pour simuler de nouveaux gains potentiels à l'emploi (cf. 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 506 euros en moyenne, avec une médiane à 433 euros et un premier quartile à 217 euros. Cependant, l'opposition entre les différents types de ménages persiste, puisque environ les deux tiers des

15. On ne tient pas compte de l'endogénéité possible de l'ancienneté et on simule 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. Margolis (1996) fournit une analyse détaillée des effets de cohorte et du profil non linéaire de l'impact de l'ancienneté sur le salaire en France.

Tableau 5 (suite)

B – Log de l'horaire hebdomadaire

	Femmes		Hommes	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Niveau d'études				
3 ^e cycle universitaire	0,1565 **	(0,0209)	0,1165 **	(0,0099)
2 ^e cycle universitaire	0,0033 **	(0,0186)	- 0,0906 **	(0,0106)
1 ^{er} cycle universitaire ou technicien supérieur	0,1160 **	(0,0155)	0,0321 **	(0,0084)
2 ^e cycle d'enseignement général	0,1234 **	(0,0145)	0,0314 **	(0,0077)
Enseignement technique ou professionnel long	0,1229 **	(0,0157)	0,0371 **	(0,0079)
1 ^{er} cycle d'enseignement général	0,0900 **	(0,0134)	0,0221 **	(0,0070)
Enseignement technique ou professionnel court	0,0914 **	(0,0123)	0,0144 **	(0,0059)
Études primaires ou pas d'études	Référence	Référence	Référence	Référence
Âge	0,0019	(0,0035)	0,0076 **	(0,0017)
(Âge) ²	0,0000	(0,0000)	- 0,0001 **	(0,0000)
Âge x âge de fin d'études	- 0,0004 **	(0,0001)	0,0001	(0,0001)
Âge de fin d'études	0,0479 **	(0,0077)	0,0158 **	(0,0035)
(Âge de fin d'études) ²	- 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	Référence	Référence	Référence	Référence
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)

Lecture : modèle estimé par le maximum de vraisemblance avec une équation de sélection non présentée.

* : significatif au seuil de 10 % ; ** : significatif au seuil de 5 %.

Source : enquête Emploi, 1998, Insee.

personnes seules qui élèvent des enfants connaîtraient des gains positifs (ils sont alors de 244 euros en moyenne), tandis que les personnes en couple ou sans enfant ont des gains positifs pour plus de 90 % d'entre eux.

Pour finir, il est intéressant de comparer les distributions obtenues 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 1).

En effet, tout en se gardant d'établir un lien direct entre le fait d'être au RMI et l'intérêt financier qu'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

Tableau 6

Augmentation du revenu disponible mensuel par rapport au RMI, simulation sur la base des salaires observés dans l'enquête *Emploi*

A – Population des bénéficiaires du RMI

En euros par mois (données pondérées)

	Proportion de gains positifs (en %)	Accroissement du revenu disponible en cas de gain positif		
		Moyenne	Médiane	1 ^{er} quartile
Homme seul sans enfant	99	647	577	399
Femme seule sans enfant	82	364	229	108
Seul avec un enfant	68	264	178	80
Seul avec deux enfants	68	247	162	83
Seul avec plus de deux enfants	75	348	259	182
Couple sans enfant	95	512	396	278
Couple avec un enfant	95	462	373	214
Couple avec deux enfants	98	495	383	242
Couple avec plus de deux enfants	97	567	482	334
Ensemble des ménages	89	506	433	217

B – Ensemble de la population

En euros par mois (données pondérées)

	Proportion de gains positifs (en %)	Accroissement du revenu disponible en cas de gain positif		
		Moyenne	Médiane	1 ^{er} quartile
Homme seul sans enfant	95	647	530	336
Femme seule sans enfant	81	332	268	114
Seul avec un enfant	73	456	306	152
Seul avec deux enfants	72	488	399	232
Seul avec plus de deux enfants	86	481	410	259
Couple sans enfant	92	614	511	295
Couple avec un enfant	93	618	514	282
Couple avec deux enfants	94	683	503	313
Couple avec plus de deux enfants	96	796	646	450
Ensemble des ménages	91	627	503	294

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 pour les bénéficiaires du RMI ; il est de 3 440 pour l'ensemble de la population.

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

bien que ses salaires prédits sont en général plus faibles que pour l'ensemble de la population. Par ailleurs, la composition familiale est également différente, la population au RMI étant plus souvent constituée de personnes isolées sans enfant. On observe que les gains financiers nets sont légèrement plus fréquents (91 % 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. Cette particularité tient en grande partie à la différence dans le montant des allocations logement qui sont affectées : 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.

Ce point marque une limite de l'exercice auquel on procède, puisque le montant du loyer est en réalité endogène par rapport au

revenu, alors qu'on le tient fixé au montant observé, lorsqu'on fait varier le revenu. Pour faire autrement, il faudrait estimer un modèle de demande de logement, ce qui 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 (voir l'article de Cédric Afssa dans ce numéro).

Des éléments de cadrage qui ne préjugent pas des comportements d'activité

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 : 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 la description des opportunités d'emploi. Dans cet article, on a tenu compte de *l'interaction* entre ce marché et la structure du système

Tableau 7

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

En % sauf âges en années (données pondérées)

	Bénéficiaires du RMI	Ensemble de la population
Âge	37,33	39,58
Âge de fin d'études	17,28	18,15
3 ^e cycle universitaire	3	7
2 ^e cycle universitaire	4	4
1 ^{er} cycle universitaire ou formations spécialisées du supérieur	6	10
2 ^e cycle d'enseignement général	8	8
Enseignement technique ou professionnel long	4	7
1 ^{er} cycle d'enseignement général	21	11
Enseignement technique ou professionnel court	32	39
Études 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
<i>Nombre d'observations</i>	<i>2 978</i>	<i>3 440</i>

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

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 portant sur cette population. 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 semble élevée (16). Mais elle ne doit pas faire oublier qu'une part de ces gains positifs correspond à des montants faibles, d'autant qu'on n'a pas tenu compte de

16. Il faut à nouveau rappeler que ces calculs sont hors intérêt, ce mécanisme assurant des gains positifs encore plus fréquents à court terme.

la fiscalité locale. En effet, les salaires accessibles à ces populations restent très bas, largement en raison du travail à temps partiel. Par ailleurs, la catégorie la plus exposée à des pertes financières en cas d'emploi (si l'on tenait 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 d'exclusion dans lesquelles elles peuvent se trouver enfermées sont très préoccupantes.

Pour finir, 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 (2000a), 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. Les estimations présentées ici 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. □

Cette recherche a bénéficié d'une subvention du Commissariat général du Plan. Les auteurs remercient Cédric Afssa pour ses nombreux commentaires tout au long 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 Jean-Claude Barbier, Jérôme Gautié, Laurence Rioux, Daniel Szpiro et les participants au groupe de travail de la Dress, à la journée « Working Poor en France » et à des séminaires du Centre d'études de l'emploi et de l'Université Lille I pour leurs commentaires.

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.
- 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. et Gubian A. (2000)**, « Réforme du revenu minimum d'insertion et marché du travail », *Droit social*, n° 7-8, juillet-août.
- Gravel N., Hagneré C. et Picard N. (2000)**, « Minima sociaux et offre de travail : évaluation d'une réforme à l'aide d'un modèle de micro-simulation dynamique », Document de travail n° 2000-52, Théma.
- Gurgand M. et Margolis D. (2000a)**, « Minima sociaux et revenus du travail », in Benarrosh et al., *Les Trappes à inactivité à l'épreuve des faits*, Rapport pour le Commissariat du Plan, Centre d'études de l'emploi, octobre.
- Gurgand M. et Margolis D. (2000b)**, « Minima sociaux et revenus du travail en France », Document de travail 2000-62, Crest.
- 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. et Legendre N. (2000)**, « Les 'travailleurs pauvres' », *Insee Première*, n° 745.
- Laroque G. et Salanié B. (1999)**, « Prélèvements et transferts sociaux : une analyse descriptive des incitations financières au travail », *Économie et Statistique*, n° 328, pp. 3-19.
- Laroque G. et Salanié B. (2000a)**, « Une décomposition du non-emploi en France », *Économie et Statistique*, n° 331, pp. 47-66.
- Laroque G. et Salanié B. (2000b)**, « Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi », Document de travail D3E, n° G2000/11, Insee.
- Lhommeau B. (2001)**, « Les allocataires du RMI : moins d'isolés au sens familial et social que dans la statistique administrative », *Économie et Statistique*, dans ce numéro.
- Margolis D. (1996)**, « Cohort Effects and Returns to Seniority in France », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 41/42.
- 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.
- Pisani-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.
-