

Le RMI treize ans après : entre redistribution et incitations

Le revenu minimum d'insertion (RMI) a treize ans (1). À l'origine, ce dispositif devait répondre à au moins deux objectifs. Le texte de loi qui l'instaurait était, à cet égard, sans ambiguïté : « *Toute personne dont les ressources n'atteignent pas le montant du revenu minimum, qui est âgée d'au moins vingt-cinq ans ou qui assume la charge d'enfants, et qui s'engage à participer aux actions définies avec elle, nécessaires à son insertion sociale ou professionnelle a droit au RMI* » (loi du 1^{er} décembre 1988). L'objectif premier du RMI était donc de réduire la pauvreté par le versement d'une prestation monétaire sous condition de ressources ; en parallèle, il s'agissait aussi de fournir une aide à l'insertion sociale ou professionnelle. Par la suite, et sous l'effet de la récession économique du début des années 90, le RMI a servi également à pallier les insuffisances du système d'indemnisation du chômage.

Relativement aux conditions d'attribution d'autres minima sociaux (allocation d'adulte handicapé, allocation de parent isolé), celles s'appliquant au RMI sont fort peu restrictives. Le RMI ne doit cependant pas être confondu avec une allocation universelle (2). Les moins de 25 ans en sont exclus, à moins d'avoir des enfants à charge. L'allocation n'est pas versée sans contrepartie, puisque le bénéficiaire s'engage à poursuivre un effort d'insertion. Mais surtout, le RMI est une allocation différentielle : le montant versé est la différence entre le montant maximum de revenu qu'il garantit et l'ensemble des ressources du ménage (revenus d'activité, prestations familiales, allocations chômage, etc.). Tout revenu perçu en deçà du plafond de ressources réduit donc d'autant le montant de l'allocation.

1. *Voté en décembre 1988, il est entré en application en janvier 1989.*

2. *Le principe, tout théorique, de l'allocation universelle prévoit que l'État verse, de manière permanente et inconditionnelle, une allocation forfaitaire à chaque adulte, quels que soient son niveau de revenu et son statut d'activité.*

L'obligation d'évaluation, inscrite dans le texte de loi, est une des originalités du dispositif. Cette obligation a débouché sur un rapport (Vanlerenberghe, 1992) qui a servi de base à un réexamen de la loi par le Parlement (juillet 1992). Dans les années qui ont suivi, le nombre d'allocataires du RMI a fortement augmenté pour atteindre 1 072 258 en décembre 2000. Dans le même temps, leur profil s'est profondément modifié. Les statistiques de la Caisse nationale d'allocations familiales (Cnaf) les montrent plus jeunes, plus proches du marché du travail et sortant plus vite du dispositif que les premiers bénéficiaires. Pourtant, en dépit de l'obligation d'évaluation du dispositif, le devenir des allocataires du RMI n'a fait l'objet d'aucune enquête nationale jusqu'en 1997 (3). Les enquêtes régulières de l'Insee auprès des ménages (enquête *Emploi, Panel européen*) sont, en outre, mal adaptées à la population particulière des allocataires du RMI, vivant sans domicile fixe, en collectivité ou hébergés par des parents ou des amis, plus souvent que le reste de la population.

Pour combler ce manque d'information et d'évaluation à l'approche des dix ans du RMI, l'Insee, la Cnaf, la Drees, le Cserc, la Dares et la Dirmi (4) ont décidé, en 1997, de réaliser une enquête centrée sur le devenir des sortants du RMI en métropole. Combien d'allocataires du RMI recherchent un emploi ? Quelle proportion retrouve un travail ? L'aide à l'insertion professionnelle prévue dans la loi favorise-t-elle le retour à l'emploi ? Quelle part des emplois retrouvés relève de la politique de l'emploi (emplois aidés et stages rémunérés) ? Une fois repris un premier emploi, quelles sont les chances d'insertion professionnelle durable et d'accès à un emploi stable ? La plupart des articles présentés dans ce numéro répondent à ces questions à l'aide de l'enquête.

Ces articles se répartissent en trois thèmes. Un premier groupe d'articles évalue le degré d'insertion des allocataires du RMI dans leur famille, dans la société et sur le marché du travail. Le deuxième thème aborde la question des incitations à la reprise d'un emploi. Quel en est le gain attendu ? Les aides au logement sont-elles un frein au retour à l'emploi ? Quels salaires demandent les allocataires ? Ces trois contributions aboutissent à la même conclusion : les gains pécuniaires sont souvent faibles, mais parfois non négligeables. Pour rendre l'emploi plus rémunérateur, le législateur peut aussi agir sur l'architecture du système de prélèvements et de transferts. C'est l'objet du troisième thème, davantage prospectif. L'analyse théorique comme l'examen de cas types peuvent justifier les mesures récemment adoptées, telles que la création de la prime pour l'emploi et les réformes de l'intéressement et de l'aide au logement, qui corrigent certaines des incohérences les plus flagrantes de la législation sociale et fiscale.

La difficile insertion sociale et professionnelle des allocataires du RMI

Il serait réducteur d'envisager l'insertion sous le seul angle du devenir professionnel. Pour beaucoup des individus concernés, une meilleure insertion sociale, un accès facilité au logement, aux soins médicaux, etc., sont des préalables nécessaires à la reprise d'activité. Les quatre premières contri-

3. L'enquête réalisée en 1996 par le Crédoc est une exception mais se limite aux raisons qui expliquent l'entrée dans le dispositif du RMI.

4. Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees) du Ministère de l'emploi et de la solidarité, Conseil supérieur de l'emploi, des revenus et des coûts (Cserc), Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques (Dares) du Ministère de l'emploi et de la solidarité, Direction interministérielle au RMI (Dirmi).

butions de ce numéro d'*Économie et Statistique* analysent ces différents aspects de l'insertion ou de la réinsertion des allocataires du RMI.

Dans le premier article, **Laurence Rioux** souligne que la moitié des personnes au RMI, en décembre 1996, est passée par au moins un emploi ou un stage rémunéré en entreprise pendant les 21 mois couverts par l'enquête, soit entre janvier 1997 et septembre 1998. À la date de la première interrogation, en janvier 1998, 26 % des personnes qui étaient allocataires du RMI en décembre 1996 avaient un emploi ou un stage rémunéré, 57 % cherchaient un emploi, les autres étaient inactives. Parmi ces 26 % d'actifs, le quart occupait un emploi sous contrat à durée indéterminée (CDI), près d'un autre quart était en CDD ou en intérim, et plus du tiers occupait un emploi aidé (contrats emploi-solidarité ou contrats emploi-consolidé) ou un stage rémunéré. Ces emplois sont souvent à temps partiel. Les situations d'emploi obtenues par les allocataires du RMI ne sont pas, pour autant, toutes temporaires : 70 % de ceux qui étaient employés en janvier 1998 le sont restés de manière continue dans les huit mois suivants. Ce résultat est confirmé, quoique amoindri, lorsque la période d'observation est élargie : près de la moitié des personnes en emploi en avril 1997 le sont restées sans interruption jusqu'en septembre 1998. Dans l'ensemble, les emplois occupés par les allocataires du RMI procurent de faibles rémunérations, puisque le salaire net mensuel moyen y est proche de 610 euros (4 000 francs). Ce salaire moyen varie fortement en fonction du type de contrat de travail. Ainsi, presque toutes les personnes en emploi aidé (CES, CEC) et stage rémunéré perçoivent une rémunération mensuelle inférieure à 535 euros (3 500 francs), alors que la rémunération mensuelle dépasse 763 euros (5 000 francs) pour plus de 60 % des employés en CDI ou en CDD. La distribution des salaires des allocataires du RMI se concentre autour de deux points : 20 % d'entre eux perçoivent un demi-Smic, 17 % un Smic à temps plein, la majorité percevant un salaire horaire voisin du Smic horaire. La proportion d'individus en CDI augmente légèrement au cours du temps. En outre, les allocataires qui occupent un emploi relativement durable ont plus de chances de bénéficier assez vite d'une augmentation de salaire.

Laurence Rioux examine, par ailleurs, les démarches de recherche d'emploi des allocataires du RMI. Ces derniers mobilisent moins souvent que les autres chômeurs leur réseau de relations familiales, amicales ou professionnelles, sans doute en raison d'un plus grand isolement social et familial. Cet aspect des choses est au centre de la contribution de Bertrand Lhommeau, mais aussi de celle de Valérie Cohen et Brigitte Larguèze.

L'article de **Bertrand Lhommeau** est plus particulièrement consacré à la configuration familiale des allocataires du RMI. Au sens du foyer RMI (5), près de six allocataires du RMI sur dix interrogés en janvier 1998 dans le cadre de cette enquête sont des personnes isolées, environ le quart vit en couple (avec ou sans enfants) et un allocataire sur cinq est à la tête d'une famille monoparentale. Les configurations familiales varient très fortement selon le sexe de l'allocataire : sept hommes sur dix, mais seulement quatre femmes sur dix, sont isolés au sein du foyer RMI. À l'inverse, l'appartenance à une famille monoparentale est très fréquente (quatre allocataires sur dix) parmi les foyers RMI dont l'allocataire est une femme, alors que c'est une situation exceptionnelle pour les hommes (moins de 2 % des

5. La définition du foyer RMI est la suivante : « les personnes composant le foyer doivent être le conjoint ou concubin de l'intéressé ou être à sa charge ».

observations). Les informations fournies par l'enquête *Sortants du RMI* permettent aussi de définir, selon les conventions habituelles à l'Insee, le type de ménage auquel appartient l'allocataire. L'isolement des allocataires du RMI doit alors être relativisé : en fait, un peu moins de la moitié des allocataires « isolés » (soit 28 % de l'ensemble) sont à proprement parler des personnes seules, 17 % appartiennent à une famille monoparentale, 15 % vivent dans un ménage formé d'un couple avec enfants et 19 % vivent dans un ménage complexe (6). Si la proportion de personnes seules parmi les allocataires du RMI est légèrement supérieure à ce qu'elle est dans la population des ménages ordinaires, les familles monoparentales et les ménages complexes y sont quatre fois plus nombreux. Toutefois, cet écart dépend fortement de l'âge. Ainsi, la proportion de personnes seules parmi les allocataires du RMI augmente avec l'âge, alors qu'elle est beaucoup plus stable parmi les ménages ordinaires. Parmi les allocataires du RMI âgés de 40 à 45 ans, la proportion de couples avec enfants est presque moitié moindre que celle de l'ensemble de la population d'âge identique. C'est à cet âge médian que la proportion de familles monoparentales est la plus nombreuse (plus d'un tiers des foyers RMI).

L'article de **Valérie Cohen** et **Brigitte Larguèze** relève d'une approche différente. Sociologues, elles se sont entretenues avec 34 allocataires, et ont analysé le récit des événements familiaux, scolaires, professionnels et conjugaux qui ont précédé et suivi leur entrée dans le dispositif du RMI. Leur texte contient à la fois des témoignages forts et une analyse précise des trajectoires individuelles. Les auteurs distinguent cinq groupes d'allocataires : les jeunes diplômés, les jeunes en situation précaire, les femmes reprenant une activité, les intérimaires vieillissants, et les allocataires ayant vécu des ruptures biographiques. Chaque groupe est caractérisé par des parcours sociaux et des modes d'entrée dans le dispositif particuliers. Les jeunes diplômés allocataires du RMI viennent souvent de milieux familiaux stables mais modestes. Encouragés par leurs parents avec qui ils cohabitent, ils ont fait des études parfois longues, mais qui n'ont pu déboucher tout de suite sur l'emploi attendu. N'ayant pas encore travaillé, ils n'ont pas droit aux allocations chômage. Le RMI fonctionne dès lors comme une aide financière à la recherche d'emploi, et permet d'atteindre un relatif niveau d'autonomie. Ces jeunes sont parmi les allocataires qui trouvent le plus facilement un travail. Pour les jeunes en situation précaire, en revanche, l'entrée au RMI fait suite à un parcours scolaire chaotique et à des difficultés d'insertion professionnelle. Dans leur cas, l'allocation s'apparente plutôt à un revenu de subsistance, couplé parfois avec des missions d'intérim ou des stages rémunérés de courte durée. Ces jeunes étant le plus souvent issus des milieux les plus défavorisés, les parents et la famille élargie ne peuvent offrir le capital social facilitant l'accès à un emploi stable et correctement rémunéré. Pour les mères de famille allocataires du RMI, deux types de parcours peuvent être distingués : celui des jeunes femmes issues de l'immigration, et celui de femmes plus âgées, d'origine française. Les premières sont entrées dans le monde du travail en occupant des emplois peu qualifiés et à statut précaire. Le mariage les a éloignées de l'activité. L'entrée dans le dispositif est généralement consécutive au licenciement du mari ou à son départ du domicile conjugal. L'allocation compense alors la baisse soudaine du revenu, mais elle ne peut pallier l'absence de projet

6. Les ménages complexes comprennent à la fois les ménages formés d'une famille principale à laquelle s'agrègent d'autres membres partageant le logement et les ménages regroupant plusieurs individus sans lien de famille.

professionnel. Le cas des mères de famille plus âgées est sensiblement différent. Leur retrait prolongé de l'activité a suivi la naissance des enfants. Le licenciement du conjoint ou son décès occasionnent l'entrée dans le dispositif. Ces femmes, plus âgées, trouvent plus facilement un emploi que les précédentes, mais il s'agit surtout d'emplois aidés. Les deux dernières catégories d'allocataires sont celles pour lesquelles les difficultés de réinsertion professionnelle sont les plus importantes. Que l'entrée au RMI fasse suite à des événements soudains (maladie invalidante, échec professionnel pour les travailleurs indépendants, etc.), ou bien qu'elle soit l'aboutissement d'un parcours professionnel discontinu (cas des travailleurs intérimaires âgés), elle marque le début d'une période de fragilisation psychologique et d'éloignement de la sphère d'activité salariée dont l'issue semble souvent hors d'atteinte. La diversité de ces situations n'avait certainement pas été envisagée par le législateur lors de la création du RMI. Face à cette pluralité de cas, un dispositif unique comme le RMI est-il encore approprié ?

La loi instituant le RMI prévoit que chaque allocataire doit participer aux actions nécessaires à son insertion sociale et professionnelle. Ces actions sont formalisées par un contrat d'insertion qui doit être signé dans les trois mois qui suivent la mise en paiement de l'allocation. L'article de **Jean-Paul Zoyem**, consacré aux effets de ce contrat sur la sortie du RMI, débute par un constat : selon l'enquête *Sortants du RMI*, deux allocataires sur cinq n'ont jamais signé de contrat d'insertion sociale ou professionnelle. Les signataires sont jeunes, diplômés, et résident dans des départements à faible taux de chômage ou avec une faible proportion d'allocataires du RMI. Le fait que certains allocataires sont sortis du RMI sans avoir préalablement signé de contrat d'insertion permet à l'auteur d'identifier, à l'aide d'un modèle statistique de durée, l'impact du contrat d'insertion sur la rapidité de la sortie du RMI. L'analyse statistique, conduite avec grand soin, tient compte du possible biais induit par le principe d'échantillonnage et distingue les différents types d'emploi auxquels l'allocataire peut accéder (CDI, CDD ou emplois aidés). Reste le délicat problème de l'endogénéité du passage par un contrat d'insertion, commun à toutes les évaluations statistiques de programmes d'insertion ou de réinsertion professionnelle (7). L'auteur fait remarquer que les données de l'enquête *Sortants du RMI* ne permettent pas de faire appel aux techniques habituellement utilisées pour redresser les biais d'estimation résultant de cette endogénéité. Les résultats sont, cependant, assez comparables à ceux obtenus dans les études étrangères consacrées aux effets des programmes d'insertion : le passage par un contrat d'insertion facilite l'embauche dans des emplois aidés du type CES, mais n'augmente pas sensiblement les chances d'accéder aux emplois de type CDD ou CDI, notamment à temps plein. Pour ces emplois, les caractéristiques individuelles d'âge, de qualification, de santé, etc., jouent le rôle déterminant.

Des gains à la reprise d'emploi souvent faibles

Le RMI est une allocation différentielle sous condition de ressources. De ce fait, les revenus perçus en deçà du plafond de ressources supportent un taux marginal d'imposition de 100 %. Le gain financier de la reprise d'un

7. Ce problème est non seulement énoncé clairement mais également très rigoureusement traité dans le récent article de Gilbert, Kamionka et Lacroix (2001), consacré à l'impact des programmes d'insertion destinés aux bénéficiaires de l'aide sociale au Québec.

8. Ce constat, bien connu, n'est vrai que dans le long terme, car au moment de la reprise d'emploi, le mécanisme d'intéressement permet le cumul temporaire du RMI et des revenus d'activité.

emploi faiblement rémunéré est donc modeste sinon nul (8). Ces effets désincitatifs font l'objet d'un débat récurrent, trop rarement alimenté par des éléments factuels. La controverse porte principalement sur l'existence de « trappes à inactivité », expression qui désigne la situation où le gain à la reprise d'un emploi est si faible que l'allocataire reste durablement assisté. Cette question est généralement posée sous l'angle de la théorie économique de l'offre de travail. C'est le cas dans les trois contributions qui composent ce deuxième thème et qui toutes aboutissent au même constat : la faiblesse des gains financiers n'explique pas, à elle seule, le faible taux de retour à l'emploi des allocataires du RMI.

D'après les études de cas types, un allocataire du RMI ne retire aucun gain de la reprise d'un emploi à mi-temps rémunéré au Smic horaire. Le résultat est le même dans le cas d'un ménage avec deux enfants dont l'un des membres accepterait un emploi à temps plein au Smic. Ce type d'analyses permet de mettre à jour les problèmes, mais pas d'évaluer l'importance de la population concernée. Elles doivent donc être complétées par des analyses sur échantillon. C'est l'objet de l'article de **Marc Gurgand** et **David Margolis** qui se proposent d'estimer, à l'aide de l'enquête *Sortants du RMI*, les salaires mensuels que percevraient les allocataires du RMI s'ils occupaient un emploi. La difficulté de l'exercice vient de ce que seuls les salaires des allocataires ayant repris un emploi sont observés. Les auteurs choisissent d'inférer les montants des salaires potentiels des allocataires sans emploi à partir de la distribution des salaires de ceux qui ont repris un emploi et qui ont les mêmes caractéristiques individuelles observables, à savoir le sexe, le niveau d'éducation, l'âge et la nationalité. L'analyse ne distingue pas explicitement les emplois à temps plein et ceux à temps partiel pourtant relativement nombreux. Selon les auteurs, cette distinction ne peut être faite, car la dispersion des salaires observés dans chacune de ces catégories d'emploi est insuffisante. Sous ces hypothèses, Marc Gurgand et David Margolis estiment que trois allocataires du RMI sur quatre gagneraient financièrement à occuper un emploi. Néanmoins, les gains estimés comme faibles sont nombreux. En particulier, plus de la moitié des mères isolées verraient leur revenu diminuer ou stagner.

Outre la suppression du RMI, la reprise d'emploi peut s'accompagner au bout de quelques mois d'une réduction de l'aide au logement. D'une part, le montant de cette allocation diminue avec le revenu total. D'autre part, son mode de calcul varie en fonction de la nature des revenus : les revenus d'activité sont pris en compte dans le calcul de l'aide, ce qui n'est pas le cas pour le RMI (9). Le mode de calcul de l'aide au logement est-il un frein au retour à l'emploi ? C'est la question que pose **Cédric Afssa**. Le montant de l'aide étant calculé chaque année sur la base des revenus de l'année précédente, la réduction de l'aide au logement intervient plusieurs mois après la reprise d'emploi. Il faut donc distinguer les effets de court terme (avant la révision du montant de l'allocation) et de moyen terme. L'auteur n'examine que les premiers mois suivant la reprise d'activité et, faute de données, laisse de côté les effets à moyen terme de l'aide au logement. Si la révision du montant de l'allocation est parfaitement anticipée par l'allocataire qui reprend un emploi, ignorer qu'elle intervient plus tard n'est pas un problème : les effets de moyen terme ne diffèrent pas, alors, de ceux de court terme. Si cette révi-

9. La réforme de l'aide au logement en 2000 supprime ce dernier effet.

sion n'est pas anticipée, l'analyse à court terme néglige qu'un allocataire ayant repris un emploi peut y renoncer par la suite. Cédric Afsa fait apparaître qu'au moins à court terme, l'aide au logement ne dissuade pas les allocataires du RMI sans conjoint ni enfant de retravailler. En fait, c'est même le contraire : les bénéficiaires de l'allocation logement, locataires ou propriétaires, retrouvent plus souvent un emploi que les non-bénéficiaires, hébergés par des parents ou des amis. Comment comprendre ce résultat paradoxal ? L'aide au logement ne couvre qu'une partie du montant du loyer, le reste étant à la charge du bénéficiaire. Les bénéficiaires de l'aide supportent, en fait, de plus lourdes charges de logement que les autres. Pour payer le reste à charge, ils sont donc incités à reprendre plus rapidement un emploi.

La reprise d'un travail procure une rémunération qui, pour trois allocataires sur quatre, on l'a vu, dépasse le montant du RMI. Elle s'accompagne, toutefois, de coûts supplémentaires (transports et garde d'enfants), et d'un temps de loisir plus réduit. Le salaire proposé peut être insuffisant pour compenser ces coûts supplémentaires associés au travail. La notion de « salaire de réserve » rend compte de ce fait : le salaire de réserve d'un chômeur, défini comme le salaire minimal en dessous duquel ce chômeur refuse une offre d'emploi, joue un rôle important dans la sortie du chômage. Le faible taux de retour à l'emploi des allocataires du RMI s'explique-t-il par des salaires de réserve trop élevés ? Dans son second article, **Laurence Rioux** montre que ce n'est pas le cas : la distribution des salaires de réserve horaires des allocataires du RMI est proche de celle des salaires horaires effectifs des anciens allocataires. En outre, les chômeurs au RMI ont un salaire de réserve beaucoup plus faible que les autres chômeurs. Deux sur trois demandent au plus le Smic horaire pour travailler, alors que les deux tiers des autres chômeurs demandent au moins le Smic horaire. Les uns et les autres révisent à la baisse leur salaire de réserve quand l'épisode de chômage se prolonge. Mais cette baisse est limitée, encore plus pour les allocataires du RMI que pour les autres chômeurs. Enfin, l'effet de l'ancienneté au chômage sur le salaire de réserve ne semble pas distinguer sensiblement les chômeurs qui trouvent un emploi de ceux qui restent au chômage : les premiers ont à peine plus révisé à la baisse leur salaire de réserve que les seconds.

Rendre l'emploi plus rémunérateur

Comment aménager le système de transferts pour réduire le taux marginal d'imposition des revenus des allocataires du RMI reprenant un emploi ? C'est l'objet des deux dernières contributions de ce numéro, davantage prospectives que les précédentes.

Au cours des trois dernières années, plusieurs mesures ont été prises pour rendre le travail financièrement plus attractif. La période de cumul possible d'une activité rémunérée et d'un minimum social a été allongée en décembre 1998, puis septembre 2001. La réforme de l'allocation logement décidée en décembre 2000 a neutralisé les revenus d'activité à hauteur du montant du RMI dans le calcul de l'aide. Enfin, la prime pour l'emploi a été introduite en janvier 2001. **Cyrille Hagneré** et **Alain Trannoy** examinent les effets respectifs et conjugués de ces trois mesures. Faute de données d'enquête, l'analyse porte sur des cas types : le célibataire sans enfant et la famille monoparentale. Pour ces deux configurations familiales, le gain financier associé à la reprise d'un emploi est comparé avant et après

réformes. Avant les réformes, le système de prélèvements et de transferts comportait un certain nombre d'incohérences. En particulier, le revenu disponible n'était pas une fonction toujours croissante de la durée de travail. Le taux marginal d'imposition, au-delà de la première année de reprise d'un emploi, était très élevé. Enfin, à court terme, la reprise d'un emploi à temps plein était moins favorisée que celle d'un emploi à temps partiel, l'inverse étant vrai à long terme. Ces incohérences ont été corrigées. Après réformes, le revenu disponible augmente avec la durée de travail, quel que soit l'horizon considéré. La reprise d'un emploi à temps plein est désormais plus encouragée que celle d'un emploi à temps partiel, à court comme à long terme. Enfin, les taux marginaux d'imposition ont baissé. Mais les mesures portant plus sur la première année de reprise d'emploi que sur les suivantes, les taux marginaux d'imposition restent relativement élevés au-delà de la première année. Le diagnostic des auteurs est donc clair : les trois réformes conjuguées ont permis de corriger les incohérences les plus patentes du système de transfert. Il reste à évaluer les effets sur le comportement d'offre de travail des allocataires du RMI, ce qui ne peut être encore fait faute de données.

La théorie économique de la redistribution peut-elle justifier la mise en place d'un dispositif différentiel d'assistance aux faibles revenus, tel que le RMI ? Oui, sous certaines conditions, répond **François Bourguignon**. Son analyse se situe dans le cadre de la théorie de la redistribution optimale introduite par James Mirrlees, prix Nobel d'économie. Ce modèle permet de représenter de façon rigoureuse les termes de l'arbitrage entre équité et efficacité, problème inhérent aux questions de redistribution. La pierre angulaire du raisonnement est maintenant bien connue : augmenter à la marge l'impôt d'un individu dont la productivité du travail est élevée et redistribuer le produit de ce prélèvement à une personne de faible productivité devrait augmenter le bien-être social. Malheureusement, ce prélèvement redistributif peut conduire le premier individu à réduire son offre de travail, sans que la variation de l'offre du travail du second compense cette baisse. En conséquence, la base imposable diminue et l'équilibre budgétaire n'est plus vérifié. Le problème est donc complexe. François Bourguignon montre que l'ampleur de la redistribution optimale dépend tout à la fois de l'aversion de l'autorité redistributive pour l'inégalité et la pauvreté relative, et de la sensibilité de l'offre de travail aux prélèvements. Un dispositif comme le RMI, qui implique pour les plus bas revenus un taux marginal d'imposition proche de 100 %, confiscatoire de tout revenu supplémentaire du travail, ne peut se justifier que sous des hypothèses particulières. La première de ces hypothèses est que la fonction de bien-être social privilégie très fortement les plus pauvres (approche « rawlsienne »). Le RMI est également justifié si l'offre de travail des moins productifs est insensible au taux de salaire, ou bien si la distribution de leurs productivités est concentrée autour de zéro et au voisinage du seuil de productivité au-dessus duquel ils deviennent actifs. Au total, les arguments théoriques qui permettent de justifier le dispositif du RMI sont très particuliers. Selon François Bourguignon, un dispositif tel que la prime pour l'emploi est plus en accord avec la théorie de la redistribution optimale. Ses estimations montrent, en effet, que si l'autorité redistributive tient compte du bien-être de l'ensemble de la population tout en accordant un poids plus important aux 20 % les plus pauvres, il n'est plus nécessaire d'imposer les moins productifs à un taux marginal proche de 100 %. En particulier, il devient possible d'obtenir un revenu minimum égal au RMI et d'accroître les incitations au travail en augmentant la pente de la courbe du revenu disponible pour les plus pauvres.

Pour autant, la prime pour l'emploi ne lève pas toutes les difficultés. En conclusion de son article, François Bourguignon remarque que l'existence du Smic modifie le cadre analytique de la redistribution optimale. En effet, le Smic impose, de fait, aux actifs de remplir une condition de « productivité minimum ». Or il se peut que certains allocataires du RMI, ceux dont la productivité reste inférieure à ce minimum, ne puissent être employés. Si cet argument joue, l'on ne peut pas s'attendre à ce que la seule prime pour l'emploi fasse baisser significativement le nombre de bénéficiaires du RMI. Les incitations pécuniaires devraient donc être complétées par des activités de formation facilitant l'insertion professionnelle.

*
* *

En treize ans d'existence, le RMI a certainement permis d'alléger des situations de très grande pauvreté. A-t-il pour autant rempli son second objectif, c'est-à-dire favorisé l'insertion sociale et professionnelle des allocataires ? Le bilan reste mitigé. Les emplois retrouvés sont souvent des emplois temporaires (CDD ou emplois aidés), à temps partiel et rémunérés au Smic horaire. Les emplois aidés, pourtant fréquents, débouchent rarement sur des CDI. Cependant, pour les employés en CDD, les chances d'accéder finalement à un emploi en CDI et de bénéficier d'une augmentation de salaire ne sont pas négligeables. L'estimation des salaires potentiels montre que, pour trois allocataires sur quatre, la reprise d'un emploi correspond à une augmentation, parfois faible, du revenu disponible du ménage. Cette augmentation est-elle suffisamment incitative ? La question reste entière. Pour améliorer la qualité de l'emploi retrouvé, on peut certes développer les programmes d'accompagnement et de formation. Mais cela ne saurait suffire. Une autre façon d'accroître le gain du travail est d'adapter le système de transferts, de manière à réduire le taux marginal d'imposition sur le revenu des allocataires qui reprennent un emploi. C'est l'objectif de plusieurs réformes récentes, qui demandent à être évaluées empiriquement (10). L'effort d'observation entrepris avec l'enquête *Sortants du RMI* doit donc être poursuivi et amplifié. En particulier, le suivi des allocataires sur une plus longue période doit permettre d'apprécier avec plus de recul et de précision leur devenir familial, social et professionnel.

Denis Fougère
Cnrs, Crest-Insee et Cepr

Laurence Rioux
*Division conditions de vie des ménages, Insee
et Crest-Insee.*

10. Les États-Unis et la Grande-Bretagne ont mis en œuvre des mesures équivalentes depuis quelques années. Il s'agit de l'Earned Income Tax Credit (EITC) aux États-Unis et du Working Families Tax Credit (WFTC) en Grande-Bretagne. Dans un article très complet, Blundell et Hoynes (2001) comparent les effets respectifs de ces deux programmes, en apparence semblables. Pour ce qui est du taux de reprise d'emploi, l'EITC a mieux réussi que le WFTC. Blundell et Hoynes (2001) passent en revue les éléments qui permettent d'expliquer cette différence de résultat.

BIBLIOGRAPHIE

Blundell R. et Hoynes H. (2001), « Has “In-Work” Benefit Reform Helped the Labour Market? », Working Paper 8546, National Bureau of Economic Research, Cambridge (USA).

Eneau D. et Guillemot D. (2000), « L'enquête 1997-1998 sur le devenir des personnes sorties du RMI », Série des documents de travail « Méthodologie Statistique » n° 03, Insee.

Gilbert L., Kamionka T. et G. Lacroix (2001), « Les effets des dispositifs publics d'insertion en emploi destinés aux jeunes hommes défavorisés au Québec », *Économie et Statistique*, n° 345, pp. 55-84.

Mirrlees J.A. (1986), « The Theory of Optimal Taxation », in *Handbook of Mathematical Economics*, vol. III, édité par K. J. Arrow et M. D. Intriligator, Amsterdam, North-Holland.

Vanlerenberghe P. (1992), *RMI, le pari de l'insertion*, Rapport de la Commission nationale d'évaluation du RMI, Paris, La documentation Française.

Recherche d'emploi et insertion professionnelle des allocataires du RMI

Laurence Rioux*

En janvier 1998, 26 % des allocataires du RMI de décembre 1996 ont un emploi, 17 % sont inactifs et 57 % sont chômeurs. Les trois quarts de ces chômeurs cherchent activement un emploi et les plus actifs dans leur recherche ont une plus grande probabilité d'en trouver un. L'effort de recherche affecte aussi le type de l'emploi trouvé : la probabilité, pour les anciens chômeurs les plus actifs dans leur recherche, d'occuper un contrat à durée indéterminée (CDI) est plus élevée que celle d'occuper un contrat à durée déterminée (CDD), elle-même plus élevée que celle d'être en emploi aidé.

Pour les allocataires qui ont repris un premier emploi, une relative stabilité de l'activité rémunérée est observée, quatre personnes employées sur cinq étant encore en emploi neuf mois après cette reprise et deux sur trois dix-huit mois après. Pour les personnes qui ont repris un emploi temporaire, occuper un emploi aidé plutôt qu'un CDD ne diminue ni n'augmente la probabilité d'être encore en emploi quelques mois après la fin du contrat. En revanche, les personnes en CDD ont une plus forte probabilité d'accéder à un CDI que les personnes en emploi aidé.

* Laurence Rioux appartenait à la division Conditions de vie des ménages de l'Insee et au Crest-Insee à la date de rédaction de cet article.

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

La loi qui crée le Revenu Minimum d'Insertion en décembre 1988 combine trois objectifs : réduire la pauvreté par le versement d'une prestation monétaire – le revenu minimum –, permettre l'accès à des droits sociaux – touchant notamment à la santé et au logement – et fournir une aide à l'insertion professionnelle. Le dispositif RMI, censé lutter contre la pauvreté et l'exclusion dans toutes ses dimensions, ne se limite pas à ce dernier objectif, même s'il est central, car les allocataires ne sont pas tous dans une logique d'insertion professionnelle.

Ainsi, les allocataires qui se déclarent inactifs (20 %) cumulent tous les indices d'une faible proximité du marché du travail (Lhommeau et Rioux, 2000) : ancienneté au RMI élevée, âge élevé, état de santé dégradé, faible niveau d'études et manque d'expérience professionnelle. Pour eux, la question de l'insertion professionnelle n'est pas primordiale ou même ne se pose pas. Leurs motifs d'entrée au RMI ou de sortie éventuelle de ce dispositif le confirment d'ailleurs : la perception d'une autre allocation (allocation adulte handicapé, pension d'invalidité, pension de retraite ou minimum vieillesse) explique ainsi près de trois sorties du RMI sur quatre.

En revanche, quatre allocataires sur cinq sont bien dans une logique d'insertion professionnelle : leur problème est de trouver un emploi,

de s'y maintenir et finalement d'accéder à un emploi stable à durée indéterminée. Quelles sont les principales démarches de recherche d'emploi effectuées par les chômeurs au RMI ? Se distinguent-ils en cela des autres chômeurs ? Quelles sont leurs chances de retrouver un emploi ? Enfin, une fois repris un premier emploi, de quoi dépendent le maintien durable en emploi et l'accès à un emploi stable à durée indéterminée ?

L'enquête de l'Insee sur le devenir des allocataires du RMI de décembre 1996 (cf. encadré 1) permet de répondre à ces questions. Elle présente d'abord l'intérêt de mettre en relation les démarches faites par les allocataires pour trouver un emploi avec leur situation future sur le marché du travail. Elle a un autre avantage : un calendrier d'activité qui suit mois par mois de janvier 1997 à septembre 1998 les allers et retours entre le chômage et l'emploi permet d'évaluer le degré de stabilité de l'activité rémunérée. La dimension longitudinale de l'enquête permet enfin d'étudier les déterminants du maintien durable en emploi et de l'accès à un emploi stable à durée indéterminée.

L'analyse est donc centrée sur la recherche d'emploi et l'éventuel retour à l'emploi des personnes qui se trouvaient en décembre 1996 au RMI. Elle ne s'intéresse pas à la sortie du dispositif du RMI. Pourquoi ? La sortie peut

Encadré 1

L'ENQUÊTE SORTANTS DU RMI

Les données sont tirées d'une enquête en trois vagues sur le devenir des bénéficiaires du RMI réalisée par l'Insee en partenariat avec la Délégation interministérielle au RMI (Dirmi), la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees), la Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques (Dares) du ministère de l'Emploi et de la Solidarité, la Caisse nationale des allocations familiales (Cnaf) et le Conseil supérieur de l'emploi, des revenus et des coûts (Cserc).

En septembre 1997, une enquête légère s'est déroulée auprès de 10 000 allocataires représentatifs des 882 047 allocataires du RMI inscrits dans les Caf métropolitaines au 31 décembre 1996. En janvier 1998, 3 415 allocataires parmi les 7 953 répondants de la première vague ont été interrogés, notamment sur leur emploi ou leurs modes de recherche d'emploi.

Une nouvelle interrogation des mêmes individus (3 022 répondants) neuf mois plus tard, en septembre 1998, permet, d'une part, de suivre l'insertion professionnelle des employés de janvier et, d'autre part, de mettre en relation les modes de recherche utilisés en janvier par les chômeurs et la situation de ces derniers sur le marché de l'emploi en septembre : au chômage, en emploi aidé (CES, CEC) ou en stage rémunéré, en emploi non aidé (CDI, CDD, intérim, indépendants). Par ailleurs, un calendrier d'activité sur 21 mois (de janvier 1997 à septembre 1998) permet de suivre mois par mois les allers et retours entre l'emploi et le chômage.

Dans l'ensemble de l'étude, les termes *allocataire du RMI*, *bénéficiaire du RMI*, *personne au RMI*, sont employés indifféremment pour décrire la personne inscrite à la Caf. Dans le cas de foyers composés de plusieurs personnes en âge de travailler, seule l'activité de l'allocataire est prise en compte.

avoir d'autres causes que la reprise d'un emploi : perception d'une autre allocation, changement dans la composition du ménage, erreur administrative (1), etc. En outre, les règles déterminant le droit au RMI compliquent sensiblement l'analyse (2). En particulier, deux personnes de mêmes caractéristiques, se trouvant dans la même situation d'activité, percevant le même revenu d'activité, peuvent être comptées l'une parmi les allocataires du RMI et l'autre parmi les sortants. Il suffit, par exemple, que l'une continue à bénéficier du mécanisme d'intéressement (cf. encadré 2) alors que l'autre en a épuisé les droits. Leurs trajectoires d'activité ne devraient pas pour autant être très différentes. Plus généralement, la suite de la trajectoire professionnelle dépend de l'ancienneté de la reprise d'activité, du type d'emploi occupé, du revenu d'activité. La situation administrative vis-à-vis du RMI dépend aussi de ces variables. Mais il n'y a guère de raison pour qu'elle ait un impact propre sur la trajectoire professionnelle. De la même manière, les chômeurs encore au RMI ne se différencient pas, par leur comportement de recherche d'emploi, de ceux qui sont déjà sortis du dispositif : l'enquête *Sortants du RMI* montre qu'ils font les mêmes démarches et accomplissent globalement le même effort de recherche. C'est pourquoi la suite de l'analyse ne distinguera pas, le plus souvent, les personnes encore dans le dispositif et celles qui en sont sorties (3).

Entre janvier 1997 et septembre 1998, l'activité rémunérée concerne un allocataire de décembre 1996 sur deux

Les allocataires ou anciens allocataires du RMI peuvent se trouver dans trois situations : occu-

per une activité rémunérée (à leur compte, en tant que salariés ou stagiaires rémunérés en entreprise), être chômeurs au sens large du terme (c'est-à-dire rechercher activement un emploi ou souhaiter en occuper un sans pour autant être en recherche active (4)) ou enfin être inactifs. En janvier 1998, date de la première interrogation, 26 % des personnes au RMI en décembre 1996 déclaraient avoir un emploi ou un stage rémunéré, 57 % cherchaient un emploi ou à tout le moins souhaitaient en occuper un et les autres étaient inactifs. Les informations des deux interrogations (janvier et septembre 1998) peuvent être combinées, faisant apparaître qu'un allocataire de décembre 1996 sur cinq est en emploi à la fois en janvier et en septembre 1998 (cf. tableau 1). Ces constats au moment des enquêtes ne donnant qu'une vision partielle des transitions entre le chômage et l'emploi doivent être complétés par l'analyse du calendrier mensuel d'activité entre janvier 1997 et septembre 1998. Pendant les 21 mois couverts par le calendrier d'activité, le passage par un emploi ou un stage rémunéré en entreprise (fût-il de

1. Les erreurs administratives sont relativement nombreuses : ainsi, pour les allocataires du RMI de décembre 1996 au chômage en janvier 1998, elles expliquent 16 % des cas de non-perception du RMI à cette date.

2. En cas de reprise d'emploi par exemple, le mécanisme d'intéressement (cf. encadré 2) peut retarder de plusieurs mois l'arrêt du versement de l'allocation. La non-perception du RMI un mois donné n'entraîne d'ailleurs pas une radiation immédiate du dispositif : il est possible de rester inscrit au RMI et de bénéficier des droits connexes (notamment en matière de santé) pendant plusieurs mois après l'interruption du versement de l'allocation. Enfin, le montant de l'allocation ne peut être inférieur à environ 6 euros (40 francs) : toute personne ayant droit à moins de 6 euros de RMI sort donc du dispositif, même si rien d'autre ne la distingue d'une personne ayant droit à 6 euros de RMI.

3. En janvier et septembre 1998 (dates des enquêtes), respectivement 28,7 % et 39 % des allocataires du RMI de décembre 1996 ont quitté le dispositif.

4. La définition du chômage ne correspond donc pas à la définition du Bureau International du Travail (BIT).

Encadré 2

LES MESURES D'INTÉRESSEMENT AU MOMENT DE L'ENQUÊTE ET SES RÉCENTES MODIFICATIONS D'APPLICATION

L'intéressement consiste à ne compter qu'une partie des revenus d'activité dans le calcul de la base de ressources du RMI, afin d'inciter financièrement les allocataires du RMI à reprendre un emploi, en particulier à temps partiel. Au moment de l'enquête, le dispositif prévoyait un abattement de 50 % dans la limite de 750 heures travaillées hors Contrat emploi-solidarité (CES), pour lequel des mesures spécifiques s'appliquent ; dans ce dernier cas, l'abattement s'élève à 28 % du montant du RMI de base sur la durée totale du contrat.

Depuis le 1er décembre 1998, l'intéressement a été aménagé ; le montant abattu pour un emploi en CES a été porté à 33 % du RMI de base. Ensuite, des mesures spécifiques de neutralisation complète des revenus d'activité pendant deux trimestres ont été mises en place pour les créateurs d'entreprise et la durée minimale de l'intéressement a été portée à 12 mois dans le cas général.

très courte durée) concerne la moitié des allocataires de décembre 1996 (5).

Une minorité d'allocataires (8,6 %) reste continuellement en emploi entre janvier 1997 et septembre 1998 (cf. tableau 2). Pour la plupart, ces personnes travaillaient déjà en décembre 1996. Leur présence dans le dispositif RMI à cette date peut s'expliquer par le mécanisme d'intéressement (cf. encadré 2) ou par la faiblesse de leur revenu d'activité, inférieur au plafond du RMI. Se retrouvent dans cette catégorie continuellement en emploi deux populations différentes : des jeunes diplômés qui travaillent à temps plein en CDI et sortent vite du RMI ; des personnes plus âgées qui restent durablement employées à temps partiel et ne parviennent pas à sortir du RMI.

Quatre allocataires de décembre 1996 sur dix alternent les situations d'emploi et de non-emploi (c'est-à-dire chômage ou inactivité). 19,1 % connaissent une seule transition : de l'emploi vers le chômage ou du chômage vers l'emploi. 11,4 % en connaissent deux. Seul un allocataire sur dix change d'état plus de deux fois, le nombre de transitions pouvant aller jusqu'à huit. Enfin, un allocataire sur deux n'a connu aucune transition vers l'emploi et est donc resté chômeur ou inactif tout au long des 21 mois couverts par le calendrier d'activité.

Une recherche d'emploi active

Quelles sont les principales démarches de recherche d'emploi effectuées par les chômeurs inscrits au RMI ou récemment sortis du dispo-

sitif ? Quelles sont leurs chances de retrouver un emploi ? Le champ d'étude se limitera dans cette partie aux allocataires de décembre 1996 au chômage en janvier 1998, soit 57 % de l'ensemble. À cette date, une très forte proportion des chômeurs (83,8 %) continue de percevoir le RMI (6) (6,7 % combinant le RMI et l'allocation chômage assurantielle). 6,4 % ne perçoivent plus que l'allocation chômage.

Les trois quarts des allocataires du RMI de décembre 1996 à la recherche d'un emploi ou souhaitant travailler ont fait au moins une démarche de recherche (7) au cours des six mois précédant l'enquête (janvier 1998) (8). Sur ce point du moins, les chômeurs au RMI (ou récemment sortis du dispositif) ne semblent guère se distinguer de l'ensemble des chômeurs.

5. Sur le champ des personnes sans emploi en janvier 1997 (c'est-à-dire chômeurs ou inactifs), la proportion des allocataires ayant eu un emploi ou un stage rémunéré au cours des 21 mois couverts par le calendrier d'activité tombe à 37,4 %. Les personnes déjà employées en janvier 1997 représentent donc une part importante des allocataires qui passent par l'emploi.

6. Il faut ajouter à ce chiffre tous les chômeurs qui n'ont pas perçu le RMI en janvier 1998 en raison de problèmes administratifs mais qui verront leur situation régularisée par la suite. Or, 16,6 % des chômeurs qui n'ont pas perçu le RMI en janvier 1998 sont dans ce cas.

7. Huit modes de recherche sont distingués dans l'enquête : faire une démarche directe auprès d'un employeur, répondre à ou faire passer une annonce, s'adresser à l'ANPE, l'Apec ou la mission locale, faire appel à ses relations personnelles, prendre contact avec une agence de travail temporaire, prendre des dispositions pour se mettre à son compte, passer un concours de recrutement. La seule inscription à l'ANPE n'est pas considérée comme une démarche active de recherche d'emploi. De même, on choisit de ne pas considérer la seule lecture des petites annonces dans les journaux comme une démarche active (même si elle en fait partie au sens du BIT).

8. C'est vrai, qu'ils soient encore au RMI ou qu'ils en soient déjà sortis.

Tableau 1
L'activité au moment des enquêtes

En janvier 1998	En septembre 1998	En %
Emploi	Emploi	20,12
Emploi	Chômage	5,34
Chômage	Emploi	9,24
Chômage	Chômage	45,14
Inactivité	Emploi, chômage, inactivité	} 20,16
Emploi, chômage, inactivité	Inactivité	

Lecture : 20,12 % des allocataires du RMI du 31 décembre 1996 étaient en emploi en janvier et septembre 1998.

Source : enquête RMI, janvier, septembre 1998, Insee, en collaboration avec Cnaf, Cserc, Dares, Dirmi, Drees.

Tableau 2
Les transitions emploi/non-emploi entre janvier 1997 et septembre 1998

	En %
Emploi permanent	8,6
Une transition entre emploi et non-emploi	19,1
Deux transitions entre emploi et non-emploi	11,4
Trois transitions et plus entre emploi et non-emploi	10,3
Non-emploi permanent	50,6

Lecture : 8,6 % des allocataires du RMI du 31 décembre 1996 étaient en emploi sans interruption entre janvier 1997 et septembre 1998.

Source : enquête RMI, janvier, septembre 1998, Insee, en collaboration avec Cnaf, Cserc, Dares, Dirmi, Drees.

En effet, d'après l'enquête *Emploi*, les trois quarts des chômeurs, qu'ils soient ou non bénéficiaires d'une allocation chômage, ont accompli une démarche effective de recherche au cours du dernier mois (9).

Parmi le quart des chômeurs au RMI (ou récemment sortis du dispositif) qui n'a fait aucune recherche, près d'un tiers met en avant des problèmes de santé. Les personnes connaissant de graves problèmes de santé cherchent peu, n'étant probablement pas en mesure d'occuper un emploi. Or, les allocataires du RMI sont deux fois plus touchés par les problèmes de santé que la population française dans son ensemble (Blanpain et Eneau, 1999).

Les autres raisons invoquées sont d'ordre familial (19 %), en particulier des problèmes de garde d'enfants, et l'absence d'emploi dans le domaine d'activité (9 %).

Plus fort usage de l'ANPE et moindre recours au réseau de relations que les autres chômeurs

Parmi les différents modes de recherche possibles, les chômeurs au RMI ou récemment sortis du dispositif utilisent en priorité les agences pour l'emploi : 76,6 % des chômeurs actifs dans leur recherche d'emploi ont eu recours à l'ANPE, à l'Apéc ou aux missions locales (cf. tableau 3). Viennent ensuite les

9. La comparaison est rendue difficile par la différence de période de référence : six mois dans l'enquête Sortants du RMI contre un mois dans l'enquête Emploi. Pour vérifier qu'en dépit de cette différence de période de référence les deux enquêtes sont comparables, on met en regard les démarches de recherche effectuées par les allocataires du RMI dans les deux enquêtes. On constate alors que les allocataires de l'enquête Emploi ont effectué dans le mois précédent les mêmes démarches et dans les mêmes proportions que les allocataires de l'enquête Sortants du RMI dans les six mois précédents. Les chômeurs actifs dans leur recherche semblent répéter régulièrement les mêmes démarches. La comparaison des deux enquêtes est donc possible.

Tableau 3
Les démarches d'emploi effectuées en janvier 1998 par les allocataires du RMI en recherche d'emploi active selon leurs caractéristiques socio-démographiques

	Agence pour l'emploi (en %)	Réseau personnel (en %)	Démarches directes (en %)	Petites annonces (en %)	Nombre de modes de recherche
Sexe					
Homme	76,7	66,6	71,1	57,9	3,5
Femme	76,5	65,5	59,4	57,3	3,1
Diplôme					
Sans diplôme	77,4	60,6	64,1	51,4	3,1
École primaire	76,1	66,1	64,8	57,6	3,2
Brevet	77,5	65,2	61,1	56,5	3,2
CAP-BEP	77,5	72,1	69,0	60,7	3,5
Bac	77,4	72,1	60,8	61,7	3,6
Bac et plus	76,9	75,0	86,1	75,5	4,1
Ancienneté au RMI					
Entre 1 et 2 ans	80,4	66,8	68,2	62,3	3,5
Entre 2 et 3 ans	74,3	68,2	65,0	51,5	3,2
Entre 3 et 5 ans	72,2	64,1	71,4	56,0	3,3
Supérieure à 5 ans	71,1	64,3	55,4	47,5	2,9
Situation en septembre 1998					
En emploi	82,0	65,6	71,0	63,8	3,6
Sans emploi	74,9	65,4	63,9	54,5	3,2
Mode d'obtention de l'emploi par					
L'ANPE	94,3	54,2	63,6	64,5	3,4
Ses propres moyens	82,2	69,0	75,0	66,3	3,7
Total	76,6	66,1	66,3	57,7	3,3

Lecture : 66,1 % des demandeurs d'emploi actifs dans leur recherche font appel à leur réseau de relations.
Champ : les allocataires du RMI de décembre 1996 demandeurs d'emploi actifs dans leur recherche en janvier 1998.
Source : enquête RMI, janvier 1998, Insee, en collaboration avec Cnaf, Cserc, Dares, Dirmi, Drees.

Tableau 4
**Les déterminants de l'effort de recherche des allocataires du RMI
au chômage en janvier 1998**

	Coefficient	Écart-type
Sexe		
Homme	0,79***	0,17
Femme	Réf.	
Âge	0,14**	0,07
(Âge) ²	- 0,0025***	0,0009
Diplôme		
Sans diplôme ou CEP	- 2,14***	0,4
CAP-BEP	- 1,84***	0,41
Bac technique	- 1,4**	0,67
Bac général	- 2,02***	0,49
> Bac	Réf.	
Problèmes de santé		
Oui	- 1,23***	0,18
Non	Réf.	
Expérience professionnelle		
Aucune	- 0,69**	0,31
Entre 1 mois et 2 ans	n.s.	
Entre 2 et 10 ans	Réf.	
Supérieure à 10 ans	0,49**	0,23
Cause de fin d'emploi passé		
Fin de CDD	0,49***	0,18
Licenciement	Réf.	
Autre	n.s.	
Revenu de substitution au travail (par tête) (1)	0,72***	0,15
Situation financière et matérielle		
Indice de difficultés financières (2)	0,26***	0,035
Indice de difficultés matérielles (3)	- 0,22***	0,06
Marché du travail local		
Taux de création d'établissements	0,14***	0,04
Taux de chômage de longue durée	- 0,16***	0,05
Ratio de Mills	- 0,57**	0,25
Constante	n.s.	
Nombre d'observations	1 618	
1. Voir note 11 du texte. 2. Voir note 12 du texte. 3. Voir note 13 du texte.		

Lecture : *** : significatif à 1 % ; ** : significatif à 5 % ; * : significatif à 10 % ; n.s. : non significatif au seuil de 10 %. Ligne « ratio de Mills » : la méthode de Heckman en deux étapes est utilisée pour corriger le biais de sélection. Les variables prises en compte dans l'équation de sélection sont : l'existence d'un conjoint, le nombre d'enfants, l'âge, le sexe, le diplôme, l'état de santé, l'expérience professionnelle, la cause de fin d'emploi passé et la catégorie socio-professionnelle passée pour les personnes qui ont déjà travaillé, le taux de création d'établissements, le taux de chômage de longue durée et le nombre d'allocataires du RMI dans la zone d'emploi. Le ratio de Mills est construit à partir des résultats de cette équation de sélection.

Champ : les allocataires du RMI de décembre 1996 au chômage en janvier 1998.

Source : enquête RMI, janvier, septembre 1998, Insee, en collaboration avec Cnaf, Cserc, Dares, Dirmi, Drees.

démarches directes auprès des employeurs, la mobilisation du réseau de relations et les petites annonces. La comparaison avec les autres chômeurs (hors du dispositif RMI) est révélatrice : ces derniers privilégient en effet la mobilisation de leur réseau de relations, avant le recours aux agences publiques pour l'emploi (10).

Comment comprendre ce moindre rôle des relations familiales, amicales ou professionnelles dans les démarches des chômeurs au RMI ? Les allocataires du RMI sont principalement des jeunes qui n'ont pas encore droit aux allocations chômage en raison d'une expérience professionnelle trop courte ou des chômeurs de longue durée qui ont épuisé leurs droits. Ils ne peuvent donc pas faire appel à des relations professionnelles qu'ils n'ont pas encore ou qu'ils ont perdues de vue. De surcroît, leurs relations familiales ou amicales sont, elles aussi, souvent plus éloignées du monde du travail que celles des autres chômeurs. Pour compenser ce réseau insuffisant de relations professionnelles, amicales et familiales, ils recourent alors plus souvent aux services de l'ANPE.

Les chômeurs au RMI relâchent un peu leur effort de recherche avec l'ancienneté sans qu'on puisse réellement parler de découragement. Le nombre moyen de modes de recherche au cours des six mois précédents passe ainsi de 3,5 pour une ancienneté au RMI comprise entre un et deux ans à 2,9 pour une ancienneté supérieure à cinq ans (cf. tableau 3). Même les allocataires les plus anciens continuent donc d'utiliser plusieurs modes de recherche. En revanche, ils n'accomplissent pas les mêmes démarches que les allocataires plus récents. Ainsi, les démarches directes auprès des employeurs restent stables jusqu'à cinq ans d'ancienneté au RMI puis commencent à décliner. Le recours à l'ANPE baisse légèrement après deux ans d'ancienneté au RMI. La mobilisation du réseau de relations, quant à elle, ne dépend pas de l'ancienneté, alors que l'utilisation des petites annonces diminue fortement au cours du temps.

Enfin, la situation financière du chômeur (qu'il soit encore au RMI ou récemment sorti du dispositif) n'est pas sans incidence sur sa recherche. Ainsi, les deux tiers des demandeurs d'emploi actifs dans leur recherche d'emploi considèrent que le manque de moyens de transport et leur coût ont restreint

leurs démarches. La moitié estime avoir été limitée par le coût du courrier et du téléphone, tandis que 11 % n'avaient pas de vêtements convenables pour aller voir un employeur. Au total, près de trois demandeurs d'emploi actifs sur quatre déclarent avoir été freinés dans leur recherche par des contraintes financières.

Les hommes plus actifs que les femmes dans leur recherche d'emploi

Pour mieux apprécier l'effort de recherche du chômeur au RMI, au-delà du choix de tel moyen plutôt que de tel autre, la construction d'un indice combinant le nombre de modes de recherche utilisés et l'intensité d'utilisation de chacun est nécessaire. Cet indice mesurant l'effort de recherche est construit ainsi : pour chaque mode de recherche, on compte zéro point si la personne ne l'a jamais utilisé au cours des six derniers mois, un point si elle l'a utilisé une fois et deux points si elle l'a utilisé plusieurs fois. La somme sur les huit modes de recherche proposés donne alors un indice qui va de 0 à 16. Pour le quart des chômeurs qui n'a fait aucune démarche, cet indice est nul ; pour un autre quart, il est compris entre 1 et 4 ; pour un troisième quart, il est compris entre 5 et 7 ; et pour le quart restant, il est supérieur ou égal à 8.

Quels sont les déterminants socio-démographiques de l'effort de recherche ? Une analyse « toutes choses égales par ailleurs » (cf. tableau 4) fait apparaître un effet positif de l'âge jusqu'à 28 ans et négatif au-delà, et un effet également négatif des problèmes de santé sur l'effort de recherche. Le passé professionnel joue aussi : les personnes entrées au chômage à la fin d'un contrat à durée déterminée cherchent plus activement que celles qui ont été licenciées. D'autre part, l'absence d'expérience professionnelle réduit nettement l'effort de recherche. Les hommes sont plus actifs que les femmes dans leur recherche d'emploi : ils diversifient un peu plus leurs modes de recherche et les mobilisent aussi plus intensivement. La monoparentalité, plus fréquente chez les femmes, et plus généralement la présence d'enfants ne suffisent pas à

10. D'après l'enquête Emploi de mars 1998, 79,8 % des chômeurs actifs dans leur recherche d'emploi ont, au cours du mois précédent, mobilisé leur réseau personnel, 78,4 % ont utilisé l'ANPE, 61,9 % ont fait des démarches directes auprès d'un employeur et 47,0 % ont répondu à ou fait passer une petite annonce.

expliquer cet écart, qui se retrouve aussi entre hommes célibataires sans enfant et femmes célibataires sans enfant. Il s'agit donc bien d'une différence de comportement, « toutes choses égales par ailleurs », entre les hommes et les femmes. Cette différence se manifeste surtout dans les démarches directes auprès d'un employeur (cf. tableau 3) : 71,1 % des hommes y ont recours contre seulement

59,4 % des femmes. En revanche, ni l'utilisation de l'ANPE, ni celle des petites annonces, ni l'appel au réseau de relations ne distinguent les hommes et les femmes, qui utilisent ces trois modes de recherche dans les mêmes proportions.

La situation financière du chômeur affecte de manière ambiguë son effort de recherche (cf.

Tableau 5
**Probabilité d'occuper un emploi en septembre 1998
en fonction de l'effort de recherche en janvier 1998**

	Coefficient	Écart-type
Effort de recherche (1)	0,3***	0,08
Sexe		
Homme	n.s.	
Femme	Réf.	
Âge	- 0,83**	0,4
(Âge) ²	0,022**	0,01
(Âge) ³	- 0,0002**	0,0001
Diplôme		
Sans diplôme ou CEP	- 0,51**	0,25
CAP-BEP-BEPC	n.s.	
Bac	n.s.	
Bac et plus	Réf.	
Problèmes de santé		
Oui	n.s.	
Non	Réf.	
Expérience professionnelle		
Aucune	n.s.	
Entre 1 mois et 2 ans	Réf.	
Entre 2 et 10 ans	0,5**	0,23
Supérieure à 10 ans	0,48*	0,29
Cause de fin d'emploi passé		
Fin de CDD	0,31*	0,17
Licenciement	Réf.	
Autre	n.s.	
Revenu de substitution au travail (par tête) (2)	- 0,29**	0,14
Marché du travail local		
Taux de création d'établissements	- 0,17***	0,04
Taux de chômage de longue durée	- 0,09**	0,04
Ratio de Mills (3)	n.s.	
Constante	11,03**	5,28
Nombre d'observations	1 425	
1. Voir note 15 du texte. 2. Voir note 11 du texte. 3. Voir tableau 4.		

Lecture : *** : significatif à 1 % ; ** : significatif à 5 % ; * : significatif à 10 % ; n.s. : non significatif au seuil de 10 %.
Champ : les allocataires du RMI de décembre 1996 au chômage en janvier 1998.

Source : enquête RMI, janvier, septembre 1998, Insee, en collaboration avec Cnaf, Cserc, Dares, Dirmi, Drees.

tableau 4). D'un côté, le revenu de substitution au travail (11) exerce un effet positif et significatif sur l'effort de recherche. Ce n'est pas surprenant dans la mesure où rechercher un emploi est une activité coûteuse : un chômeur dont les ressources financières augmentent peut intensifier sa recherche d'emploi. Mais, d'un autre côté, les chômeurs qui éprouvent le plus de difficultés financières (12) sont aussi ceux qui cherchent le plus activement.

Le sens de la causalité n'est d'ailleurs pas clair : sont-ils plus incités à trouver un emploi parce qu'ils se sentent contraints financièrement, ou éprouvent-ils plus de difficultés financières parce qu'ils cherchent plus activement ? Le fait que les contraintes financières ne sont pas un motif de non-recherche fournit une première réponse. En effet, seuls 2 % des chômeurs ne faisant pas de démarche justifient cette absence de démarche par des contraintes financières. Le fait que les demandeurs d'emploi financièrement contraints choisissent les modes de recherche les plus coûteux (envoyer des petites annonces ou y répondre et faire des démarches directes) va dans le même sens. On peut donc supposer que les chômeurs éprouvent plus de difficultés financières parce qu'ils cherchent plus activement, et non l'inverse. Les difficultés matérielles (13), quant à elles, pèsent négativement sur l'effort de recherche. L'absence de téléphone, de véhicule, l'éloignement géographique des transports collectifs et des services publics (la Poste par exemple) rendent en effet la recherche d'emploi plus difficile.

Sans surprise, l'effort de recherche s'accroît avec le diplôme (cf. tableau 4). Seul le bac général constitue une exception, dans la mesure où ses titulaires cherchent moins activement que les titulaires d'un BEP, BEPC ou CAP. D'après le tableau 3, l'effet positif du diplôme est surtout visible dans le recours aux petites annonces et les contacts directs avec les entreprises. Ainsi 75,5 % des titulaires d'un diplôme supérieur au bac répondent à des petites annonces ou en font passer contre seulement 51,4 % des non-diplômés. En revanche, le recours à l'ANPE ne varie pas en fonction du diplôme : même les plus diplômés des allocataires du RMI ont massivement recours à l'ANPE. Ils diffèrent d'ailleurs en cela des plus diplômés des autres chômeurs, qui ne font pas partie du public habituel de l'agence pour l'emploi.

La probabilité de trouver un emploi augmente avec l'effort de recherche

La ré-interrogation, neuf mois après, des allocataires du RMI au chômage en janvier 1998 permet de mettre en relation l'effort de recherche passé et le statut actuel sur le marché du travail : activité rémunérée, chômage ou inactivité. Les plus actifs dans leur effort de recherche sont-ils davantage sortis du chômage entre les deux interrogations ? Un premier élément le suggère : les individus qui ont trouvé un emploi menaient auparavant, quand ils étaient chômeurs, une recherche à la fois plus variée et plus intensive que ceux qui sont restés sans emploi (14). Une analyse « toutes choses égales par ailleurs » le confirme : à caractéristiques socio-démographiques données et une fois prise en compte l'hétérogénéité individuelle inobservée (15), la probabilité de trouver un emploi s'accroît fortement avec l'effort de recherche (cf. tableau 5). D'autres variables interviennent. Une expérience professionnelle supérieure à deux ans favorise ainsi nettement la sortie du chômage.

11. Le revenu de substitution au travail du ménage est constitué du revenu minimum d'insertion, de l'allocation chômage assurantielle ou d'une combinaison des deux (le RMI étant versé en complément d'une allocation chômage inférieure au plafond du RMI). Ce revenu de substitution est ensuite rapporté à la taille du ménage. Ainsi, le nombre d'enfants apparaît dans la variable « revenu de substitution au travail » de par sa construction. Quand le nombre d'enfants est introduit à part comme un déterminant de l'effort de recherche, il se révèle non significatif.

12. Plusieurs questions dans l'enquête Sortants du RMI permettent de mesurer les difficultés financières du chômeur : avoir dû emprunter de l'argent, avoir reçu des dons monétaires ou en nature, avoir des difficultés à payer le loyer, avoir été menacé de coupure d'électricité, de saisie, d'expulsion, etc. La somme sur ces variables donne un indice mesurant les difficultés financières.

13. Les difficultés matérielles de nature à handicaper le chômeur dans sa recherche d'emploi sont appréhendées grâce aux variables suivantes : absence d'un logement régulier, d'un téléphone, d'un véhicule, logement vétuste, éloigné des transports collectifs et des équipements collectifs, etc. La somme sur ces variables donne un indice mesurant les difficultés matérielles.

14. Leur effort de recherche moyen est proche de 5,8 contre 4,2.

15. Un certain nombre de variables inobservables affectent sans doute à la fois l'effort de recherche en janvier et la probabilité pour les chômeurs de janvier d'occuper un emploi en septembre, créant ainsi un biais d'endogénéité. Pour corriger ce biais d'estimation, la variable introduite dans le modèle n'est donc pas l'effort de recherche observé mais sa prédiction à partir des résultats du tableau 4. Pour que l'impact de l'effort de recherche sur la probabilité de sortir du chômage soit identifiable, il faut qu'au moins une des variables explicatives de l'effort de recherche en janvier soit exclue des variables explicatives de la probabilité d'occuper un emploi en septembre. Les variables instrumentales permettant cette identification sont les difficultés financières et les difficultés matérielles, supposées ne pas affecter la probabilité de trouver un emploi, au-delà de leur impact sur l'effort de recherche. Par exemple, l'absence de téléphone limite les démarches de recherche d'emploi. Mais, une fois pris en compte cet effet négatif sur l'effort de recherche, il n'y a aucune raison pour que l'absence de téléphone affecte la probabilité de trouver un emploi. Un test d'Hausman confirme que l'effort de recherche est bien une variable endogène.

De même, à effort de recherche donné, les personnes entrées au chômage à la fin d'un contrat à durée déterminée trouvent plus facilement un emploi que celles qui ont été licenciées. Or, elles sont aussi plus actives dans leur recherche d'emploi, comme on l'a vu précédemment. Enfin, le revenu de substitution au travail (rapporté à la taille du ménage) affecte négativement le retour à l'emploi, à effort de recherche donné (16).

La ré-interrogation des allocataires du RMI permet aussi de comparer l'efficacité relative des différents modes de recherche. Les moyens les plus efficaces pour trouver un emploi sont-ils bien les plus utilisés ? Les allocataires sortis du chômage avaient fait un peu plus appel à l'ANPE, effectué davantage de démarches directes, mais avaient surtout plus eu recours aux petites annonces que ceux restés au chômage (cf. tableau 3). Or, ce dernier

mode de recherche est le moins utilisé. Quant au réseau de relations personnelles, sa mobilisation ne distingue pas les personnes sorties du chômage de celles qui y restent. Une analyse plus précise, par niveau de diplôme, laisse penser que la mobilisation du réseau de relations aurait un effet faiblement positif sur la sortie du chômage des allocataires les moins diplômés, mais ne favoriserait pas le retour à l'emploi des diplômés. Pourtant, plusieurs études portant sur l'ensemble des chômeurs ont souligné l'importance du réseau personnel pour trouver un emploi (Lagarenne et Marchal, 1995). On retrouve le fait que tous les réseaux ne se valent pas. Comparés à l'ensemble des chômeurs, les allocataires du RMI semblent particulièrement handicapés, dans leur recherche d'emploi, par le faible rendement de leurs réseaux familial et amical.

16. Rappelons cependant que l'effort de recherche, lui, augmente avec le revenu de substitution au travail (cf. tableau 4).

Tableau 6
Type d'emploi occupé en septembre 1998 selon l'effort de recherche en janvier 1998

	Emploi aidé / CDI		CDD / CDI		Indépendant / CDI	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Effort de recherche (1)	- 0,37**	0,15	- 0,29*	0,16	n.s.	
Sexe						
Homme	n.s.		1,02**	0,43	n.s.	
Femme	Réf.		Réf.		Réf.	
Diplôme						
Sans diplôme ou CEP	n.s.		n.s.		n.s.	
CAP-BEP-BEPC	n.s.		n.s.		n.s.	
Bac	n.s.		n.s.		n.s.	
Bac et plus	Réf.		Réf.		Réf.	
Expérience professionnelle						
Inférieure à 6 mois	2,19**	1,05	2,31**	1,06	2,02*	1,1
Supérieure à 6 mois	Réf.		Réf.		Réf.	
Ratio de Mills (2)	n.s.		n.s.		n.s.	
Constante	2,33***	0,78	n.s.		n.s.	
Nombre d'observations	260					
1. Voir note 19 du texte. 2. Le ratio de Mills est calculé à partir des résultats du tableau 5.						

Lecture : le modèle estimé est un logit multinomial. L'emploi de référence est l'emploi en contrat à durée indéterminée (CDI). Pour les variables qualitatives, les coefficients estimés s'interprètent en termes de probabilité et les résultats doivent se lire en écart aux caractéristiques de l'individu de référence. Ici, l'individu de référence est une femme diplômée du supérieur et ayant eu une expérience professionnelle d'au moins six mois en continu. Ainsi, dans l'opposition entre l'emploi en CDI et les trois autres types d'emploi (emploi aidé, CDD et emploi indépendant), les coefficients affectés à la modalité « expérience professionnelle d'au moins six mois » s'interprètent comme suit : un individu qui ne différerait de l'individu de référence que par le fait de ne pas avoir d'expérience professionnelle d'au moins six mois aurait une probabilité beaucoup plus forte que lui d'être en CDD (paramètre 2,31), en emploi aidé (paramètre 2,19), ou travailleur indépendant (paramètre 2,02).

*** : significatif à 1 % ; ** : significatif à 5 % ; * : significatif à 10 % ; n.s. : non significatif au seuil de 10 %.

Champ : les allocataires du RMI de décembre 1996 au chômage en janvier 1998 qui occupent un emploi en septembre 1998.

Source : enquête RMI, janvier, septembre 1998, Insee, en collaboration avec Cnaf, Cserc, Dares, Dirmi, Drees.

Le type de l'emploi trouvé dépend de l'effort de recherche

Les emplois occupés en septembre 1998 par les anciens chômeurs de janvier 1998 se rangent dans quatre catégories : les emplois à durée indéterminée (CDI), les emplois à durée déterminée (CDD et intérim), les emplois publics aidés (CES et CEC) et stages rémunérés (17) et, enfin, les emplois indépendants. Ces quatre types d'emploi n'offrent pas les mêmes chances d'insertion professionnelle durable. La stabilité de l'activité rémunérée est à l'évidence mieux garantie par un CDI que par un emploi temporaire. Dans ces conditions, une recherche plus active facilite-t-elle l'accès à un CDI ? Une analyse « toutes choses égales par ailleurs » le laisse penser (18) (cf. tableau 6). Une fois prise en compte l'hétérogénéité individuelle inobservée (19), la probabilité, pour les anciens chômeurs les plus actifs dans leur recherche, d'occuper un CDI est plus élevée que celle d'occuper un CDD, elle-même plus élevée que celle d'être en emploi aidé. Ainsi, l'effort de recherche des chômeurs joue non seulement sur la probabilité de trouver un emploi, mais aussi sur le type d'emploi trouvé.

Le nombre réduit des chômeurs de janvier 1998 travaillant en septembre 1998 empêche d'aller plus loin dans la description des

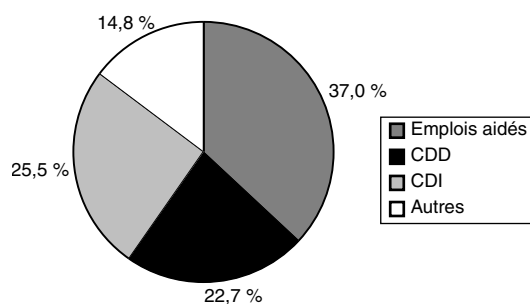
emplois occupés à cette date. Pour décrire plus précisément les emplois occupés par les allocataires du RMI et leurs rémunérations, il faut utiliser l'interrogation de janvier 1998. Le champ d'étude se limitera donc par la suite aux allocataires de décembre 1996 qui travaillent en janvier 1998, soit 26 % de l'ensemble.

Une part importante d'emplois publics aidés

En janvier 1998, les CDI représentent 25,5 % des emplois occupés et les CDD (intérim inclus), 22,7 % (cf. graphique I). 14,8 % des allocataires de décembre 1996 qui travaillent en janvier 1998 sont indépendants ou n'ont pas de contrat de travail. Enfin, les emplois publics aidés (CES, CEC) et stages rémunérés représentent la part la plus importante des emplois occupés : 37 %.

Ces quatre types d'emploi correspondent-ils à des profils bien différenciés d'allocataires du RMI ? Ce n'est que partiellement vrai. En effet, « toutes choses égales par ailleurs » (cf. tableau 7), les principales caractéristiques socio-démographiques des employés en CDI, d'un côté, et des travailleurs indépendants ou sans contrat de travail, de l'autre, paraissent peu différentes. Ni le diplôme, ni le sexe, ni l'âge, ni la cause de perte de l'emploi passé (pour ceux qui ont déjà une expérience professionnelle) ne sont des caractéristiques discriminantes. L'expérience professionnelle et l'état de santé distinguent davantage les travailleurs indépendants ou sans contrat de travail des employés en CDI : les premiers ont un peu plus souvent que les seconds une durée cumulée d'activité supérieure à deux ans et des problèmes de santé. Mais, au total, les profils des employés en CDI et des indépendants se ressemblent.

Graphique I
Les types d'emploi occupés en janvier 1998 par les allocataires du RM de décembre 1996



Lecture : 37 % des emplois occupés en janvier 1998 par les anciens allocataires du RMI de décembre 1996 sont des emplois aidés (CES, CEC ou stages rémunérés). La catégorie « Autres » regroupe les indépendants et les personnes sans contrat de travail.

Champ : les allocataires du RMI de décembre 1996 en emploi en janvier 1998 (soit 26 % de l'ensemble).

Source : enquête RMI, janvier 1998, Insee, en collaboration avec Cnaf, Cserc, Dares, Dirmi, Drees.

17. Les emplois aidés privés du type Contrat-Initiative-Emploi sont très rares dans les emplois occupés en janvier 1998 par les allocataires du RMI de décembre 1996. En effet, dans l'enquête, le type d'emploi est déclaré par l'allocataire lui-même. Or, de nombreux employés en CIE ignorent qu'ils sont embauchés sur ce type de contrats. La suite de l'analyse ne tiendra donc pas compte des emplois aidés privés.

18. Seuls 260 chômeurs de janvier travaillent en septembre. En raison de la taille réduite de l'échantillon, le nombre de caractéristiques socio-démographiques prises en compte dans l'estimation est très limité. Le but de l'analyse n'est donc pas de déterminer les variables explicatives du type d'emploi, mais seulement de voir si l'effort de recherche a un impact.

19. Pour tenir compte de l'hétérogénéité individuelle inobservée, la variable introduite dans le modèle n'est pas l'effort de recherche observé mais sa prédiction à partir des résultats du tableau 4.

Au contraire, les emplois en CDD et les emplois aidés correspondent à des profils bien différenciés d'allocataires. Les caractéristiques socio-démographiques des employés en CDD, d'une part, et en CES, CEC et stages rémunérés, d'autre part, sont significativement différentes entre elles et les distinguent nettement des employés en CDI. Ainsi, les employés en CDD sont plus souvent des

hommes que les employés en CDI. Ils sont aussi plus diplômés. En revanche, leur expérience professionnelle est plus souvent inférieure à deux ans. Pour ceux qui ont déjà travaillé avant, la perte de l'emploi passé s'explique plus par la fin d'un contrat à durée limitée, un peu plus par un licenciement, et beaucoup moins par une démission pour raisons personnelles.

Tableau 7
Type d'emploi occupé en janvier 1998

	Emploi aidé / CDI		CDD / CDI		Indépendant / CDI	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Sexe						
Homme	n.s.		0,47***	0,18	n.s.	
Femme	Réf.		Réf.		Réf.	
Âge	n.s.		n.s.		n.s.	
Diplôme						
Sans diplôme ou CEP	0,752***	0,29	- 0,55*	0,3	n.s.	
CAP-BEP-BEPC	0,75***	0,28	- 0,64**	0,28	n.s.	
Bac	n.s.		n.s.		n.s.	
Bac et plus	Réf.		Réf.		Réf.	
Problèmes de santé						
Oui	n.s.		n.s.		0,63*	0,37
Non	Réf.		Réf.		Réf.	
Expérience professionnelle						
Aucune	1,43***	0,54	n.s.		n.s.	
Entre 1 mois et 2 ans	0,86***	0,26	0,6**	0,28	- 0,83**	0,36
Entre 2 et 10 ans	0,54***	0,19	0,36*	0,21	n.s.	
Supérieure à 10 ans	Réf.		Réf.		Réf.	
Cause de fin d'emploi passé						
Fin de CDD	0,75***	0,26	0,84***	0,29	n.s.	
Licenciement	n.s.		0,54**	0,27	n.s.	
Autre	Réf.		Réf.		Réf.	
Marché du travail local						
Pourcentage de fins d'emplois précaires dans les entrées au chômage	0,025**	0,01	n.s.		0,044***	0,014
Taux de création d'établissements	- 0,16***	0,047	- 0,085*	0,05	n.s.	
Ratio de Mills (1)	n.s.		n.s.		n.s.	
Constante	n.s.		n.s.		- 2,69***	0,99
Nombre d'observations	1064					
1. Voir tableau 4.						

Lecture : le modèle estimé est un logit multinomial. L'emploi de référence est l'emploi en contrat à durée indéterminée (CDI). Les résultats doivent se lire en écart aux caractéristiques de l'individu de référence qui, ici, est une femme diplômée du supérieur, sans problème de santé, ayant au moins 10 ans d'expérience professionnelle et ayant démissionné de son emploi précédent pour des raisons personnelles.

*** : significatif à 1 % ; ** : significatif à 5 % ; * : significatif à 10 % ; n.s. : non significatif au seuil de 10 %.

Champ : les allocataires du RMI de décembre 1996 en emploi en janvier 1998.

Source : enquête RMI, janvier, septembre 1998, Insee, en collaboration avec Cnaf, Cserc, Dares, Dirmi, Drees.

Enfin, les employés en CES, CEC ou en stage rémunéré se distinguent encore plus nettement des employés en CDI : ils sont moins diplômés, ont moins d'expérience professionnelle et la perte de l'emploi passé s'explique davantage par la fin d'un contrat à durée limitée. De plus, leur environnement économique est moins favorable, avec un plus faible taux de création d'établissements sur leur marché du travail local.

Cette analyse « toutes choses égales par ailleurs » fait donc apparaître deux résultats importants. D'abord, les deux types d'emplois temporaires, emplois publics aidés d'un côté et CDD de l'autre, correspondent à des profils bien différenciés d'allocataires : les employés en CDD sont plus souvent des hommes, plus jeunes et plus diplômés. D'autre part, en dehors d'une moindre expérience professionnelle, les employés en CDD ont des caractéristiques individuelles plutôt plus favorables sur le marché du travail que les employés en CDI. Comment comprendre ce dernier résultat ? La distinction entre temps plein et temps partiel permet d'éclairer ce paradoxe. Les emplois en CDI sont plus souvent à temps partiel que les emplois en CDD : 44 % des CDI sont dans ce cas contre 36,6 % des CDD. De plus, les personnes en CDD sont plus souvent cadres et professions intermédiaires que les personnes en CDI (25,7 % contre 15,3 %) et, *a contrario*, moins souvent employées (36 % contre 44 %).

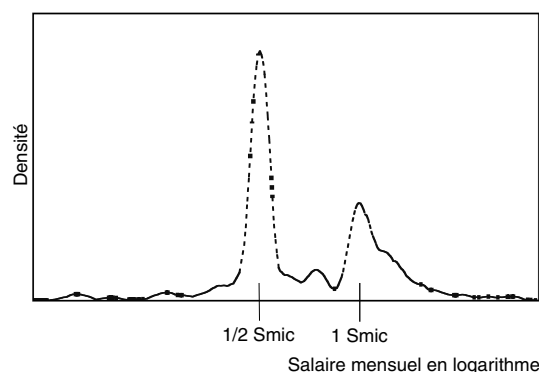
Une distribution des salaires horaires concentrée autour du Smic

La rémunération mensuelle est faible, proche en moyenne de 610 euros, mais varie fortement selon le type d'emploi occupé. Ainsi, 91 % des employés en CES, CEC et stages rémunérés ont une rémunération mensuelle inférieure à 533 euros, quand plus de 60 % des CDI et des CDD dépassent les 762 euros. C'est pour les indépendants et les personnes sans contrat de travail que la rémunération est la plus variable. Les emplois à temps partiel (59 %) expliquent la faiblesse des rémunérations mensuelles. Le nombre important de CES, par définition à temps partiel, y contribue majoritairement. Mais les CDI et les CDD sont aussi souvent à temps partiel.

Le graphique II représente la distribution des rémunérations perçues mensuellement par les actifs occupés de janvier 1998. La distribution est bimodale. Le premier mode, le plus important, se situe au niveau d'un demi-Smic et regroupe environ 20 % des actifs occupés. Le deuxième mode se situe au niveau d'un Smic à temps plein et concerne environ 17 % de la population.

Ces rémunérations mensuelles peu élevées expliquent-elles que seuls 58 % des travailleurs sont sortis du dispositif RMI, les autres percevant un complément de RMI en plus de leur revenu d'activité ? Le cumul entre un revenu d'activité et le RMI n'est possible que dans deux cas : quand le revenu procuré par le travail est inférieur au montant du RMI et quand la personne bénéficie de l'intéressement. Or, ces deux situations sont bien différentes quant au maintien futur dans le dispositif RMI. Si le revenu d'activité dépasse le plafond du RMI, la situation de cumul est limitée dans le temps et les allocataires sont en train de sortir du RMI. Dans le cas contraire, la situation de cumul peut perdurer.

Graphique II
La distribution des salaires mensuels* en janvier 1998 des allocataires du RMI de décembre 1996



* Cette densité salariale est estimée en utilisant la méthode non paramétrique des noyaux.

Source : enquête RMI janvier, septembre 1998, Insee, en collaboration avec Cnaf, Cserc, Dares, Dirmi, Drees.

Le graphique III distingue les cas de maintien au RMI et de sortie du dispositif. Ces distributions bimodales, avec un premier mode au niveau d'un demi-Smic et un deuxième au niveau d'un Smic à temps plein paraissent très différentes. En effet, 81 % des actifs occupés, mais toujours au RMI, gagnent moins de 533 euros ; ils ne sont que 13 % à percevoir au moins 762 euros. À l'inverse, 41 % des actifs occupés sortis du RMI touchent un salaire inférieur à 533 euros, alors que 48,3 % gagnent

au moins 762 euros. Le cumul entre RMI et revenu d'activité relèverait davantage de la faiblesse de ce revenu (inférieur au plafond du RMI) que du passage par l'intéressement. Les travailleurs concernés par ce cumul ont donc peu de chance de sortir rapidement du dispositif RMI, à moins d'augmenter leurs heures de travail ou d'obtenir un salaire horaire plus élevé.

La distribution des salaires horaires des actifs occupés est resserrée autour du Smic horaire : une majorité de la population perçoit donc environ le Smic horaire (cf. graphique IV). La distinction entre les salaires horaires des deux groupes d'actifs occupés (ceux qui perçoivent encore le RMI et ceux qui en sont sortis) n'est plus du tout significative. Aussi, est-ce bien par le temps de travail que ces deux groupes se distinguent (20). Les types d'emploi occupés le confirment : les employés encore au RMI occupent beaucoup plus souvent un emploi aidé (c'est le cas pour 43 % d'entre eux) et sont un peu plus souvent indépendants ou sans contrat de travail que les employés déjà sortis du dispositif. Or, ces deux types d'emploi sont plus souvent à temps partiel que les CDD et les CDI.

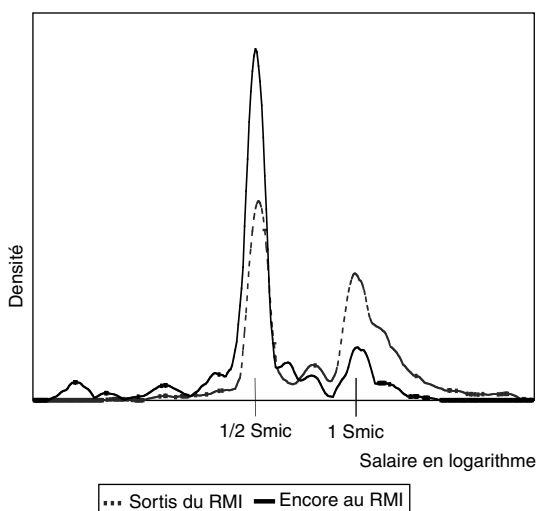
Quelle chance d'insertion professionnelle après l'accès à un premier emploi ?

En septembre 1998, que deviennent les actifs occupés de janvier 1998 ? 78 % travaillent encore, 21 % sont au chômage et les autres sont inactifs. Ainsi, près de quatre employés sur cinq sont encore en activité neuf mois après (21). Cette proportion relativement élevée, en partie due à la conjoncture économique favorable de l'année 1998, ne suffit cependant pas pour juger de la stabilité de l'activité rémunérée. En effet, les allocataires ont pu connaître des trajectoires bien différentes entre janvier et septembre 1998 : un maintien permanent dans l'emploi (même si plusieurs emplois se succèdent au cours du temps), un retour durable au chômage, un épisode de chômage suivi d'un retour à l'emploi, ou même une succession d'épisodes d'emploi

20. Le temps partiel est très massivement contraint : 88,5 % des personnes employées à temps partiel souhaiteraient travailler davantage.

21. Cette proportion est la même pour les personnes encore au RMI en janvier 1998 et pour celles qui en sont sorties. Ainsi, le maintien en emploi dépend de l'ancienneté de la reprise d'activité, du type d'emploi occupé, du revenu d'activité. En revanche, il ne dépend pas de la situation administrative vis à vis du RMI en janvier.

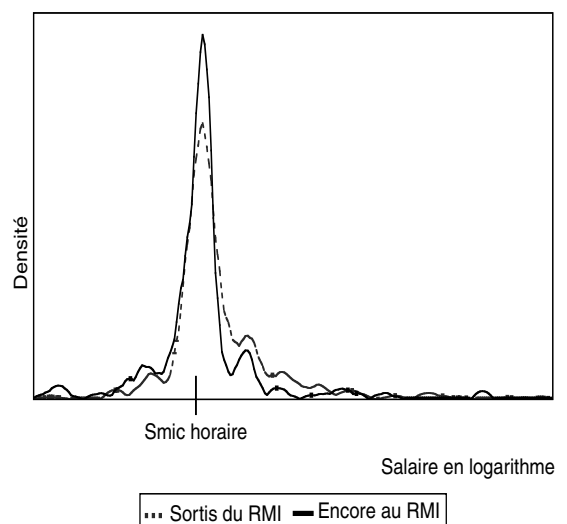
Graphique III
La distribution des salaires mensuels* en janvier 1998 des allocataires du RMI de décembre 1996, en distinguant les cas de sortie et de maintien au RMI



* Cette densité salariale est estimée en utilisant la méthode non paramétrique des noyaux.

Source : enquête RMI janvier, septembre 1998, Insee, en collaboration avec Cnaf, Cserc, Dares, Dirmi, Drees.

Graphique IV
La distribution des salaires horaires* en janvier 1998 des allocataires du RMI de décembre 1996, en distinguant les cas de sortie et de maintien au RMI



* Cette densité salariale est estimée en utilisant la méthode non paramétrique des noyaux.

Source : enquête RMI janvier, septembre 1998, Insee, en collaboration avec Cnaf, Cserc, Dares, Dirmi, Drees.

et de chômage. Ce chiffre doit donc être complété par l'analyse du calendrier mensuel d'activité.

Sept employés en janvier 1998 sur dix restent continûment en emploi pendant les neuf mois suivants (cf. tableau 8). Plus de deux sur dix perdent leur emploi et se retrouvent au chômage. Enfin, près d'un sur dix alterne les épisodes d'emploi et de chômage : d'un passage par le chômage suivi d'un retour à l'emploi (soit deux transitions) à trois passages par le chômage suivis de trois retours à l'emploi (soit six transitions).

L'analyse du calendrier mensuel sur neuf mois donne ainsi l'impression d'une – relative – stabilité de l'activité rémunérée. Cette impression est-elle confirmée sur une plus longue période, par exemple 18 mois ? 46,3 % des employés d'avril 1997 restent en emploi continûment jusqu'en septembre 1998. Les autres alternent les situations d'emploi et de chômage. Ainsi, 25,1 % perdent leur emploi et restent durablement au chômage. 14,2 % subissent un épisode de chômage, suivi par un retour à l'emploi. Certains connaissent jusqu'à huit transitions. Considérer un espace de temps plus long relativise donc un peu l'impression de stabilité de l'activité rémunérée (22).

Quel que soit l'espace de temps considéré, le maintien en emploi dépend fortement du type de contrat. Ainsi, 88 % des employés en CDI en janvier 1998 travaillent encore neuf mois plus tard (23). Les travailleurs indépendants ou sans contrat de travail restent encore plus souvent en activité : à 90 %. La proportion est évidemment plus faible pour les emplois tem-

poraires : 68 % pour les employés en CES, CEC ou stages rémunérés et 75 % pour les employés en CDD (intérim inclus).

À caractéristiques individuelles données, le type de contrat temporaire n'influence pas la probabilité d'être encore en emploi quelques mois après la fin du contrat

Il reste que sept employés en contrats temporaires sur dix sont encore en emploi neuf mois après. Comment expliquer cette relative stabilité de l'activité rémunérée des employés en contrats temporaires ? Par la durée des contrats de travail qui leur sont proposés ? Ou par une probabilité élevée de retrouver un emploi à la fin d'un premier contrat ? Les emplois temporaires occupés par les allocataires du RMI sont relativement longs (12,4 mois en moyenne) (24). Nombre d'entre eux ont donc en septembre 1998 le même contrat de travail qu'en janvier de la même année.

La durée des contrats n'explique cependant pas tout. En effet, la durée moyenne des emplois aidés (CES-CEC) ou stages rémunérés est supérieure à celle des emplois en CDD : 13,7 mois contre 10,3 mois. Les emplois aidés sont, de ce fait, des emplois moins précaires que les CDD. Pourtant, la proportion de personnes encore en emploi neuf mois plus tard est plus élevée pour les employés en CDD. C'est sans doute que ces derniers ont plus facilement retrouvé un autre emploi à la fin de leur premier contrat. Est-ce dû aux caractéristiques socio-démographiques plus favorables des employés en CDD (cf. tableau 7) ou au type de contrat lui-même ? Autrement dit, « toutes choses égales par ailleurs », un CDD favorise-t-il plus qu'un CES, CEC ou stage rémunéré le maintien en emploi à la fin de ce premier contrat ?

Cette hypothèse est testée sur le champ des individus en contrat temporaire en janvier 1998 dont le contrat se termine avant septembre de la même année. Alors, à caractéristiques

Tableau 8
Les transitions emploi/non-emploi entre janvier 1998 et septembre 1998 pour les employés de janvier 1998

	En %
Emploi permanent	69,8
Une transition : emploi/ non-emploi	21,1
Deux transitions : emploi/ non-emploi/ emploi	5,5
Trois transitions	2,1
Quatre transitions	1,4
Six transitions	0,1

Lecture : 69,8 % des allocataires du RMI de décembre 1996 en emploi en janvier 1998 l'étaient sans interruption jusqu'en septembre 1998.

Champ : les allocataires du RMI de décembre 1996 en emploi en janvier 1998 (soit 26 % de l'ensemble).

Source : enquête RMI, janvier, septembre 1998, Insee, en collaboration avec Cnaf, Cserc, Dares, Dirmi, Drees.

22. L'enquête ne permet pas d'analyser le devenir professionnel selon le type d'emploi occupé sur une période supérieure à neuf mois. En effet, le calendrier d'activité ne distinguant pas le type d'emploi occupé, cette information n'est fournie qu'aux deux dates d'interrogation (janvier et septembre 1998).

23. Un CDI ne garantit évidemment pas à 100 % le maintien en emploi car il peut y avoir démission, licenciement individuel ou collectif.

24. À titre de comparaison, la durée moyenne des contrats temporaires occupés par l'ensemble des chômeurs est de 9 mois (source : enquête Emploi, mars 1998, Insee).

socio-démographiques données, la probabilité d'être encore en emploi neuf mois après semble ne pas dépendre du type d'emploi occupé (25) (CDD versus emploi aidé) (cf. tableau 9). Si les employés en CDD sont plus nombreux à travailler quelques mois après la fin de leur contrat que les employés en CES ou CEC, c'est parce qu'ils sont plus diplômés, plus jeunes, qu'ils ont plus d'expérience professionnelle, et non en raison du type de contrat. Autrement dit, à caractéristiques individuelles données, occuper un

emploi aidé plutôt qu'un CDD ne diminue ni n'augmente la probabilité d'être encore en emploi quelques mois après la fin du contrat.

25. Un certain nombre de variables inobservables peuvent affecter à la fois le maintien en emploi en septembre et le type d'emploi occupé en janvier, créant ainsi un biais d'endogénéité. Cette hypothèse d'endogénéité est testée à l'aide du test proposé par Lollivier (2001). Ce test qui utilise la méthode des tests du score sur régressions auxiliaires s'applique dans le cas où à la fois la variable expliquée et la variable explicative sont dichotomiques. L'hypothèse d'endogénéité du type d'emploi est alors rejetée par les données.

Tableau 9
L'effet du type d'emploi en janvier 1998 sur la probabilité d'être encore en emploi en septembre 1998 pour les employés en contrat temporaire (CDD et emploi aidé) dont le contrat se termine avant septembre

	Coefficient	Écart-type
Type d'emploi en janvier		
CDD (1)	n.s.	
Emploi aidé	Réf.	
Sexe		
Homme	n.s.	
Femme	Réf.	
Âge	- 0,051**	0,025
Diplôme		
Sans diplôme ou CEP	Réf.	
CAP-BEP-BEPC	n.s.	
Bac	1,1**	0,5
Bac et plus	1,21***	0,42
Expérience professionnelle		
Aucune	n.s.	
Entre 1 mois et 2 ans	Réf.	
Entre 2 et 10 ans	0,66**	0,33
Supérieure à 10 ans	1,23**	0,55
Qualification du travail par rapport aux compétences personnelles		
Inférieure ou égale	- 1,12***	0,4
Supérieure	- 1,94***	0,78
Différente	Réf.	
Appréciation sur l'emploi occupé		
Un vrai travail	0,88**	0,38
Un premier pas vers un vrai travail	Réf.	
Un travail faute de mieux	n.s.	
Ratio de Mills (2)	n.s.	
Constante	1,49*	0,91
Nombre d'observations	293	
1. Voir note 25 du texte. 2. Le ratio de Mills est calculé à partir des variables du tableau 7.		

Lecture : *** : significatif à 1 % ; ** : significatif à 5 % ; * : significatif à 10 % ; n.s. : non significatif au seuil de 10 %.

Champ : les allocataires du RMI de décembre 1996 employés en contrat temporaire (CDD et emploi aidé) en janvier 1998 dont le contrat se termine avant septembre.

Source : enquête RMI, janvier, septembre 1998, Insee, en collaboration avec Cnaf, Cserc, Dares, Dirmi, Drees.

Si le type de contrat lui-même ne joue pas, d'autres caractéristiques de l'emploi occupé ont de l'importance, en particulier l'appréciation portée sur le travail et la qualification requise. Le maintien en emploi est plus probable quand l'allocataire considère qu'il s'agit d'un *vrai travail* plutôt qu'un *travail fautive mieux* ou un *premier pas vers un vrai travail*. Il est aussi plus probable quand la qualification requise par le travail ne correspond pas aux compétences possédées par l'allocataire. L'acquisition de nouvelles compétences semble donc favoriser le maintien en emploi.

Un point important à noter est que, dans 87 % des cas, l'employeur reste le même. La proportion qui reste chez le même employeur diffère assez peu suivant le type de contrat. Elle est de 88 % pour les emplois aidés, contre 85 % pour les CDD. Ainsi, le meilleur moyen de rester en emploi après un premier contrat est d'être réembauché par le même employeur, que le contrat soit renouvelé à l'identique ou transformé.

Probabilité plus forte d'accéder à un CDI pour les employés en CDD qu'en emploi aidé

Pour les allocataires qui restent en emploi, comment évoluent les caractéristiques du contrat de travail ? Quelles sont leurs chances d'accéder à un emploi stable à durée indéterminée ? Le champ d'étude se limitera par la suite aux allocataires de décembre 1996 qui travaillent en janvier et septembre 1998, soit 20,1 % de l'ensemble.

La proportion d'emplois en CDI progresse légèrement entre janvier et septembre 1998, passant de 29,0 % à 32,3 %. Cette progression se fait au détriment des emplois aidés dont la part baisse à 30,4 %, alors que celle des CDD reste stable. Qui donc a obtenu un CDI entre ces deux dates ? Il s'agit principalement d'employés en CDD en janvier : 14,4 % d'entre eux occupent un CDI en septembre, contre seulement 4 % des employés en CES, CEC ou stages rémunérés et 3 % des indépendants. Ces deux dernières catégories obtiennent tout de même un peu plus souvent un CDD : c'est le cas de 6 % des employés en CES et 7,4 % des indépendants.

La différence dans le taux d'accès à un CDI se comprend aisément. Outre leurs caractéristiques socio-démographiques moins favorables que celles des employés en CDD, les

employés en CES, CEC ou stages rémunérés souffrent d'un autre handicap : ils doivent impérativement changer d'employeur pour espérer obtenir un CDI. Ils sont en effet employés le plus souvent dans les administrations publiques. Ils ne pourraient donc être embauchés définitivement par leur employeur actuel qu'en réussissant un concours de la fonction publique. Au contraire, pour les employés en CDD, le passage en CDI peut prendre la forme d'une simple transformation du contrat de travail chez le même employeur. Ainsi, 11,5 % des salariés en CDD en janvier qui restent chez le même employeur ont obtenu un CDI, alors que tous les salariés en CES qui continuent chez le même employeur restent en CES. Pour tous, les changements d'employeur se traduisent plus souvent par un changement du type de contrat. 35,7 % des anciens CDD ayant changé d'employeur ont obtenu un emploi en CDI, contre 46 % qui restent en CDD. Quant aux anciens CES qui ont changé d'employeur, 56 % sont passés en CDD, 16 % occupent toujours un emploi aidé et 17 % ont obtenu un CDI.

La probabilité pour les employés en CDD d'être embauchés en CDI semble donc plus élevée que pour les employés en CES, CEC ou en stages rémunérés. Est-ce dû aux caractéristiques socio-démographiques plus favorables des employés en CDD ou au type de contrat lui-même ? Une analyse « toutes choses égales par ailleurs » confirme l'importance du premier contrat (cf. tableau 10) : une fois prise en compte l'hétérogénéité individuelle inobservée (26), être en CDD plutôt qu'en emploi aidé en janvier semble accroître fortement la

26. L'hypothèse d'endogénéité du type d'emploi est testée à l'aide du test proposé par Lollivier (2001) et est acceptée par les données. Pour corriger ce biais d'estimation, la variable introduite dans le modèle n'est donc pas le type d'emploi observé mais sa prédiction à partir des variables suivantes : le sexe, l'âge (sous une forme polynomique), le diplôme, l'expérience professionnelle et des variables décrivant la situation avant janvier 1998 dans le bassin d'emploi local (le stock d'entreprises et le taux de chômage de longue durée). Les variables instrumentales permettant l'identification de l'impact du type d'emploi sur la probabilité d'obtenir un CDI sont ces deux variables décrivant la zone d'emploi. En effet, les emplois publics aidés sont proposés en priorité aux chômeurs de longue durée. L'offre d'emplois aidés s'accroît quand ce public prioritaire augmente. Les emplois aidés représentent donc une part plus importante des emplois temporaires dans les zones d'emploi avec un fort taux de chômage de longue durée. À l'inverse, la part des CDD (contrats de type privé) au sein des emplois temporaires est plus élevée dans les zones d'emploi où le stock d'établissements est important. En revanche, ni le taux de chômage de longue durée, ni le stock d'établissements d'avant janvier 1998 n'affectent la probabilité d'obtenir un CDI en septembre 1998 pour les personnes en emploi temporaire en janvier.

probabilité d'occuper un emploi en CDI en septembre (27).

Les employés en CDD ont donc une probabilité assez élevée d'obtenir un emploi en CDI, que ce soit chez le même employeur ou chez un autre ; les CES ont, quant à eux, une probabilité non négligeable d'obtenir un emploi en CDD, mais à condition de changer d'employeur. En revanche, ils ont peu de chance d'accéder directement à un emploi stable à durée indéterminée, même en changeant d'employeur.

En plus du type de contrat, l'appréciation portée sur l'emploi occupé a de l'importance.

L'accès à un CDI est plus probable quand le travail actuel est considéré comme un *vrai travail* plutôt que comme un *travail faute de mieux* ou un *premier pas vers un vrai travail*. Il est aussi plus probable quand la qualification requise par le travail actuel nécessite l'acquisition de nouvelles compétences, soit dans la spécialité initiale de l'allocataire, soit dans une autre.

27. Du fait du nombre réduit d'employés en CDI, le nombre de caractéristiques socio-démographiques prises en compte dans l'estimation est limité. Le but n'est donc pas de déterminer quelles sont les variables explicatives de l'accès à un emploi stable à durée indéterminée, mais de voir si les caractéristiques de l'emploi occupé (type de contrat, appréciation portée sur le travail, qualification requise) ont un impact sur la suite de la trajectoire professionnelle.

Tableau 10
L'effet du type d'emploi en janvier 1998 sur la probabilité d'être en CDI en septembre 1998 pour les employés en contrat temporaire (CDD et emploi aidé) encore en emploi en septembre

	Coefficient	Écart-type
Type d'emploi en janvier		
CDD (1)	2,83***	0,98
Emploi aidé	Réf.	
Sexe		
Homme	n.s.	
Femme	Réf.	
Âge	0,49*	0,27
(Âge) ²	- 0,007**	0,0034
Expérience professionnelle		
Aucune	Réf.	
Entre 1 mois et 2 ans	n.s.	
Entre 2 et 10 ans	n.s.	
Supérieure à 10 ans	n.s.	
Qualification du travail par rapport aux compétences personnelles		
Inférieure ou égale	- 0,82**	0,41
Supérieure	n.s.	
Différente	Réf.	
Appréciation sur l'emploi occupé		
Un vrai travail	1,29***	0,48
Un premier pas vers un vrai travail	Réf.	
Un travail faute de mieux	n.s.	
Ratio de Mills (2)	n.s.	
Constante	- 11,47**	4,74
Nombre d'observations	394	
1. Voir note 26 du texte. 2. Le ratio de Mills est calculé à partir des variables du tableau 9.		

Lecture : *** : significatif à 1 % ; ** : significatif à 5 % ; * : significatif à 10 % ; n.s. : non significatif au seuil de 10 %.
Champ : les allocataires du RMI de décembre 1996 employés en contrat temporaire (CDD ou emploi aidé) en janvier 1998 et encore en emploi en septembre.
Source : enquête RMI, janvier, septembre 1998, Insee, en collaboration avec Cnaf, Cserc, Dares, Dirmi, Drees.

Tableau 11
**Taux de croissance du salaire mensuel entre janvier et septembre 1998
pour les allocataires du RMI de décembre 1996 en emploi à ces deux dates**

	Coefficient	Écart-type
Sexe		
Homme	n.s.	
Femme	Réf.	
Âge	0,0065***	0,002
Diplôme		
Sans diplôme ou CEP	Réf.	
CAP-BEP-BEPC	0,07*	0,04
Bac	0,14**	0,063
Bac et plus	1,12**	0,54
Problèmes de santé		
Oui	- 0,11**	0,051
Non	Réf.	
Changement d'emploi		
Oui	0,15***	0,043
Non	Réf.	
Variation du nombre d'heures travaillées	0,032***	0,003
Constante	- 0,19**	0,085
Nombre d'observations	542	

Lecture : *** : significatif à 1 % ; ** : significatif à 5 % ; * : significatif à 10 % ; n.s. : non significatif au seuil de 10 %.
Champ : les allocataires du RMI de décembre 1996 en emploi en janvier et septembre 1998.
Source : enquête RMI, janvier, septembre 1998, Insee, en collaboration avec Cnaf, Cserc, Dares, Dirimi, Drees.

Une légère augmentation des salaires entre janvier et septembre 1998

Les salaires augmentent légèrement entre janvier et septembre 1998, avec un gain salarial moyen d'environ 50 euros. 20 % des personnes en emploi aux deux dates ne constatent aucune évolution de leur rémunération (28), 64 % observent une amélioration et 16 % une dégradation. Les évolutions les plus fortes, à la hausse comme à la baisse d'ailleurs, concernent les indépendants et les personnes sans contrat de travail. Les plus limitées concernent les employés en CES, CEC et stages rémunérés.

La revalorisation de 2 % du Smic horaire en juillet 1998 a joué un rôle, mais réduit, dans

28. Les évolutions de plus ou moins de 6 euros (40 francs) ne sont pas considérées comme de vraies évolutions.

cette hausse des salaires, le gain salarial étant de 17 euros pour un temps plein au Smic et de 8,5 euros pour un mi-temps au Smic. L'allongement d'une heure de la durée de travail ne suffit pas non plus à expliquer la hausse des salaires. De plus, cet allongement est concentré sur une catégorie particulière : les personnes à temps partiel qui ont changé d'employeur et obtenu à cette occasion un temps plein. Plus généralement, un changement de contrat de travail, qu'il s'accompagne ou non d'un changement d'employeur, se révèle bénéfique du point de vue salarial : les personnes ayant changé de contrat connaissent une hausse moyenne de leur rémunération de 112 euros contre 31 euros pour les autres. Ce résultat reste vrai à heures de travail données : il s'agit donc bien d'une augmentation du salaire horaire et pas seulement du nombre d'heures de travail (cf. tableau 11). □

L'auteur remercie Cédric Afsa, Danièle Guillemot, Bertrand Lhommeau, Stéfan Lollivier, les participants du groupe d'exploitation de l'enquête RMI et deux relecteurs d'une première version de cet article pour leurs commentaires.

BIBLIOGRAPHIE

Blanpain N. et Eneau D. (1999), « État de santé et accès aux soins des allocataires du RMI », *Insee Première*, n° 655.

Lagarenne C. et Marchal E. (1995), « Recrutements et recherche d'emploi », *La lettre*, n° 38, Centre d'études de l'emploi.

Lhommeau B. et Rioux L. (2000), « Les trajectoires d'activité des allocataires du RMI », *Études et Résultats*, n° 84, Drees.

Lollivier S. (2001), « Endogénéité d'une variable explicative dichotomique dans le cadre d'un modèle probit bivarié », *Annales d'Économie et Statistique*, 62, pp. 251-269.

Le lecteur pourra aussi consulter :

Afsa C. (1999), « L'insertion professionnelle des bénéficiaires du revenu minimum d'insertion », *Collection Études et Statistiques*, avril, Drees.

Afsa C. et Guillemot D. (1999), « Plus de la moitié des sorties du RMI se font grâce à l'emploi », *Insee Première*, n° 632.

Rioux L. (2000), « Les allocataires du RMI : une recherche d'emploi active mais qui débouche souvent sur un emploi aidé », *Insee Première*, n° 720.

Les allocataires du RMI : moins d'isolés au sens familial et social que dans la statistique administrative

Bertrand Lhommeau *

Différentes enquêtes menées par l'Insee auprès des *ménages* prévoient dans leur questionnement la perception du Revenu minimum d'insertion. Or, malgré leur protocole d'enquête différent, aucune d'entre elles ne parvient à un taux de couverture satisfaisant de cette population spécifique. À l'inverse, les sources administratives ne collectent que les caractéristiques nécessaires au calcul du montant des allocations auxquelles les demandeurs du RMI peuvent prétendre et sont donc très insuffisantes pour décrire précisément l'activité, les conditions de vie des allocataires.

En conséquence, l'enquête sur le devenir des personnes sorties du RMI, menée par l'Insee en janvier puis septembre 1998, auprès d'un échantillon représentatif des *allocataires* du RMI inscrits dans une Caf en métropole au 31 décembre 1996, permet une confrontation originale entre les données administratives, issues des fichiers de la Caf qui ont servi de base de sondage et les données recueillies par entretien auprès des allocataires retenus dans l'échantillon enquêté. Elle comble ainsi une lacune importante de l'observation statistique d'une population bénéficiaire d'une allocation qui fait l'objet de débats politiques toujours nourris, plus de dix ans après sa création.

Ce croisement des données d'enquête et des données administratives fournit notamment un éclairage nouveau sur la famille des allocataires du RMI. L'isolement des allocataires du RMI en ressort fortement relativisé. L'isolement administratif (foyer RMI isolé) ne signifie pas dans la plupart des cas l'isolement familial (personne seule dans son ménage) et *a fortiori* social.

* Bertrand Lhommeau appartenait à la division Études sociales de l'Insee à la date de rédaction de cet article. Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Au 31 décembre 1996, selon les statistiques publiées par la Cnaf, 22 % des allocataires du RMI en métropole étaient à la tête d'une famille monoparentale, 20 % formaient un couple et 58 % vivaient isolés au sein du foyer RMI (Cnaf, 1997). Cependant, dans leur étude sur la précarité et les risques d'exclusion, publiée en 1993, Paugam, Zoyem et Charbonnel (1993) insistaient déjà sur la corrélation entre stabilité professionnelle et vie familiale, tout en remarquant que si les personnes occupant un emploi instable ou au chômage avaient plus de chances de vivre sans conjoint ni enfant, cela ne signifiait pas qu'elles vivaient seules pour autant ; en 1986, plus d'un quart de celles-ci vivaient avec d'autres personnes.

Ainsi, les personnes « isolées » au sens de la législation du RMI ne sont pas forcément seules, la définition du foyer RMI répondant avant tout à des préoccupations administratives ; pour l'attribution du RMI, « les personnes composant le « foyer » doivent être le conjoint ou concubin de l'intéressé ou être à sa charge. Sont considérées alors personnes à charge :

- les enfants ouvrant droit aux prestations familiales au moment de la demande de RMI ;

- les autres personnes de moins de 25 ans à la charge réelle et continue du bénéficiaire du RMI à condition, lorsqu'elles sont arrivées au foyer après leur 17^e anniversaire, d'avoir avec le bénéficiaire ou son conjoint ou concubin un lien de parenté jusqu'au 4^e degré inclus.

Toutefois, ces personnes ne sont pas considérées à charge si elles perçoivent des ressources égales ou supérieures à la majoration de 50 % ou de 30 % qui s'ajoute au montant du RMI du fait de leur présence au foyer. » (1)

Donc, le foyer RMI, au sens administratif ne rend compte que très imparfaitement de la situation familiale ou de la cohabitation au sein d'un logement telle qu'elle est vécue par les allocataires du RMI. Par exemple, lorsque l'allocataire sans conjoint cohabite avec un enfant âgé de 25 ans ou plus, il est assimilé à un isolé selon la nomenclature du foyer RMI alors qu'en fait il ne vit pas seul et selon la nomenclature des ménages, usuelle des enquêtes, il est à la tête d'une famille monoparentale.

L'objet de cette étude méthodologique est donc de préciser les configurations familiales réellement vécues par les allocataires du RMI.

À cette fin, on dispose d'un échantillon de 3 415 individus, représentatifs de la population d'allocataires du RMI, inscrits dans une Caf en métropole, au 31 décembre 1996 (Eneau et Guillemot, 1999). On aurait souhaité comparer à cette date, la composition du foyer de ces allocataires avec la composition de leur ménage tel qu'il est défini par l'Insee. Mais, les informations recueillies auprès de cet échantillon au moment de l'enquête, soit en janvier 1998 (2), ne permettent pas de décrire de manière suffisamment fiable la situation du ménage de l'allocataire au 31 décembre 1996 (cf. annexe 1).

En revanche, le questionnaire permet de comparer en janvier 1998, la composition du foyer et la composition du ménage (cf. annexe 2). Une partie de ces personnes, allocataires du RMI au 31 décembre 1996, ne le sont plus au moment de l'enquête. Les exclure de l'analyse ne serait pas satisfaisant car cela introduirait un biais de sélection : pour avoir un échantillon représentatif des allocataires du RMI en janvier 1998, il faudrait certes exclure les allocataires au 31 décembre 1996 qui ne le sont plus un an plus tard, mais également ajouter les nouveaux allocataires depuis le 31 décembre 1996.

Par conséquent, faute de mieux, on étudiera par la suite la configuration familiale – foyer RMI et ménage Insee – au moment de l'enquête, en janvier 1998 pour l'ensemble des allocataires de décembre 1996, qu'ils perçoivent ou non encore le RMI (cf. annexe 2). Par ailleurs, la notion de ménage est ici élargie à l'ensemble des individus, qu'ils habitent ou non un logement ordinaire.

Relativiser l'isolement des allocataires du RMI

En janvier 1998, plus de 23 % des allocataires du RMI de décembre 1996 forment des couples avec ou sans enfant au sens du RMI. Une grande majorité (57 %) des allocataires

1. Pour une description détaillée de la définition du foyer, voir « Revenu minimum d'insertion, analyse fonctionnelle » (Cnaf, 1996).

2. L'enquête menée en janvier 1998 est la deuxième interrogation d'un panel réalisé en trois vagues auprès d'un échantillon représentatif des foyers qui ont perçu le RMI au 31 décembre 1996 (allocataires en métropole, hors Mutualité Sociale Agricole). La première vague a eu lieu en septembre ou octobre 1997 auprès d'un échantillon d'environ 8 000 foyers. Cette première vague, au questionnaire très restreint, visait essentiellement le repérage des allocataires qui ne percevaient plus alors le RMI. 4 000 environ de ces foyers ont été enquêtés une deuxième fois (3 415 répondants) en janvier 1998 puis une troisième et dernière fois en septembre ou octobre 1998.

restent isolés au sein du foyer RMI et 20 % sont à la tête d'une famille monoparentale (cf. encadré 1). La seule prise en compte des enfants hors du foyer RMI mais vivant dans le ménage de l'allocataire ne modifie pas fondamentalement la perception de la structure familiale des allocataires du RMI ; les personnes isolées demeurent largement majoritaires (près de 55 %) parmi les *foyers* RMI, fussent-ils étendus aux enfants hors du foyer. Les familles monoparentales et les couples représentent alors respectivement près de 22 % et 23 % de ces foyers RMI dits élargis.

Pour apprécier la structure familiale, l'isolement des allocataires du RMI et les comparer à ceux d'autres populations, la notion de *ménage* (c'est-à-dire habitant en logement), usuelle à l'Insee est plus appropriée. Il s'agit ici d'une *nomenclature de ménage « stricte »*, où les familles monoparentales correspondent à la cellule *exclusive* du parent et de ses enfants et le couple est composé des conjoints (mariés ou concubins) et de leurs éventuels enfants *exclusivement*. L'ensemble des *autres ménages* sont répartis entre les personnes seules et les *ménages complexes*. Ces derniers comprennent à la fois les ménages formés d'une famille principale (une famille monoparentale, un couple avec ou sans enfants) à laquelle s'agrègent d'autres membres partageant le logement (ascendants, descendants ou amis, etc.) et les ménages regroupant plusieurs individus sans lien de famille (amis, colocataires, etc.). Tous les enfants sans considération de leur âge sont retenus ici (définition conforme à celle des recensements de la population de 1990 et 1999).

Dans cette première étape, la notion de ménage est étendue à tous les individus disposant d'un logement régulier (3), qu'ils habitent un loge-

ment ordinaire ou non (c'est-à-dire y compris les foyers de jeunes travailleurs, centres d'hébergement, etc.). En effet, il est demandé à tous les enquêtés sans distinction de leur type de logement d'énumérer les personnes avec lesquelles ils partagent leur logement : le conjoint, les enfants, les autres personnes à charge pour les personnes composant son foyer au sens du RMI et les parents, les enfants ou petits enfants, les amis et l'hôte ou logeur pour les personnes hors du foyer RMI mais partageant le logement.

L'isolement des allocataires du RMI doit alors être relativisé. La moitié des isolés au sens RMI cohabitent avec d'autres personnes. 17 % des isolés RMI appartiennent ainsi à une famille monoparentale (cf. tableau 1) : dans 87 % des cas l'allocataire est alors l'enfant de la famille et dans les autres cas il est le parent d'enfants non à charge au sens du RMI. 15 % des personnes isolées au sens du RMI vivent dans un ménage formé d'un couple avec enfants ; l'allocataire du RMI est alors un enfant de la personne de référence du ménage ou de son conjoint.

Enfin, 19 % des allocataires isolés au sens du RMI vivent dans un ménage complexe. Plus de 17 % des foyers RMI de familles monoparentales appartiennent également à un ménage complexe. À la différence des isolés au sens du RMI, la complexité du ménage correspond alors le plus souvent (10 % sur 17 %) au par-

3. 1 % environ des personnes enquêtés ont déclaré ne pas avoir au moment de l'enquête un logement où ils dorment régulièrement. Compte-tenu des difficultés à les retrouver et à les enquêter, l'enquête sous-estime probablement les « sans abri » et les les « sans domicile fixe ». La non-réponse affecte également davantage la région Île-de-France où ces situations précaires sont surreprésentées (Eneau et Guillemot, 1999).

Encadré 1

FOYERS BÉNÉFICIAIRES DU RMI, ALLOCATAIRES DU RMI ET AYANTS DROITS

Les foyers bénéficiaires du RMI, inscrits dans une Caf, en métropole au 31 décembre 1996

Au 31 décembre 1996, 882 047 foyers RMI étaient inscrits dans une Caf en métropole. À cette date, on comptait également 21 757 foyers bénéficiaires du RMI inscrits auprès de la Mutualité Sociale Agricole (MSA) et 106 668 bénéficiaires inscrits auprès d'une Caf des DOM, soit au total, 1 010 472 foyers bénéficiaires du RMI pour la France entière.

Les foyers bénéficiaires, les allocataires et la population couverte par le RMI

Le foyer bénéficiaire du RMI se compose de l'allocataire du RMI, son conjoint éventuel (cf. encadré 2) et des personnes à charge du foyer. Au 31 décembre 1996, sur le champ des foyers bénéficiaires du RMI inscrits dans une Caf en métropole (soit 87 % de l'ensemble des bénéficiaires France entière), on dénombrait ainsi environ 1,6 million de personnes couvertes par le RMI, dont 882 047 allocataires (un par foyer) et 172 927 conjoints (autant que de foyers RMI formant un couple).

Tableau 1
Le foyer RMI et le ménage des allocataires du RMI de décembre 1996

Situation en janvier 1998 de tous les allocataires, y compris dans un logement non ordinaire (en %)

Ménage	Foyer RMI				
	Isolé	Famille monoparentale	Couple sans enfant	Couple avec enfants	Ensemble
Personne seule	49,4	0,0	0,0	0,0	28,2
Famille monoparentale	16,9	82,7	0,0	0,0	25,8
Couple sans enfant	0,0	0,0	77,2	0,0	4,1
Couple avec enfants	15,1	0,0	(11,6)	92,5	26,0
Ménage complexe dont :	18,6	17,3	(11,2)	7,5	15,9
- ménage avec trois générations (1)	(1,3)	9,7	(4,7)	(3,8)	3,6
- autres ménages avec enfant(s) de l'allocataire	(0,5)	7,5	0,0	(3,7)	2,4
- autres ménages avec parent(s) de l'allocataire	3,7	0,0	(1,2)	0,0	2,2
- autres ménages complexes	13,1	(0,1)	(5,3)	0,0	7,8
Ensemble	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Effectifs (en milliers)	504	172	47	159	882

1. Enfants et petits-enfants ou parents et enfants de l'allocataire du RMI.

Lecture : en janvier 1998, 49,4 % des personnes, allocataires du RMI, isolées au sens du foyer RMI vivent effectivement seules au sens du ménage au sens de l'Insee, si l'on étend également cette dernière notion aux personnes ne vivant pas dans un logement ordinaire. Les résultats peu significatifs faute d'effectifs suffisants sont mis entre parenthèses.
 Champ : les allocataires du RMI inscrits dans une Caf, en métropole au 31 décembre 1996.
 Source : enquête RMI, janvier 1998, Insee.

Encadré 2

LA DÉTERMINATION ADMINISTRATIVE DE L'ALLOCATAIRE AU SEIN D'UN COUPLE BÉNÉFICIAIRE DU RMI

La détermination de l'allocataire au sein d'un couple bénéficiaire du RMI répond aux règles suivantes :

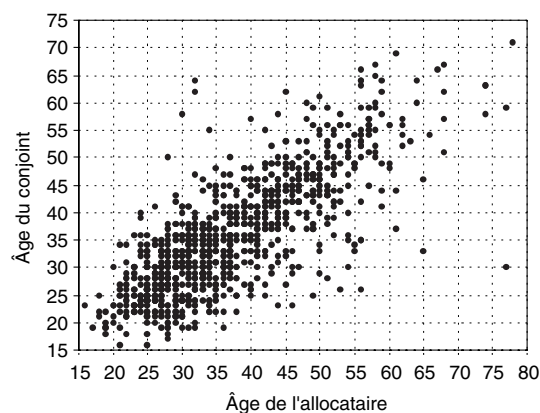
- si un des conjoints est déjà connu auprès des Caisse d'Allocations Familiales, il sera retenu comme allocataire du RMI sauf s'il ne respectait pas les conditions d'ouverture du droit au RMI ;

- si aucun des deux conjoints n'est connu de l'organisme débiteur, l'allocataire est celui des membres du couple qu'ils désignent d'un commun accord, à condition qu'il remplisse les conditions d'ouverture du droit au RMI. En l'absence d'accord, l'allocataire est désigné par le représentant de l'État dans le département (Cnaf, 1996)

Compte-tenu de cette détermination administrative de l'allocataire au sein d'un couple, la comparaison de certaines caractéristiques individuelles de l'allocataire selon les configurations familiales s'avère délicate. C'est particulièrement le cas du sexe de l'allocataire. Concernant l'âge, les couples bénéficiaires du RMI sont homogames (cf. graphique). La différence d'âge moyenne entre les conjoints est de 1,5 an et l'on peut donc raisonnablement utiliser l'âge de l'allocataire, comme critère représentatif du foyer RMI.

Graphique

L'âge de l'allocataire et de son conjoint



Champ : les allocataires du RMI inscrits dans une Caf, au 31 décembre 1996, vivant en couple en janvier 1998, soit 205 952 foyers.

Source : enquête RMI, janvier 1998, Insee.

tage du logement avec au moins deux autres générations de la même famille : enfants et parents de l'allocataire ou enfants et petits-enfants de l'allocataire. Les foyers des allocataires du RMI vivant en couple forment beaucoup plus rarement des ménages complexes.

Cette part des ménages complexes varie significativement avec l'âge de l'allocataire (cf. encadré 2). 18 % des allocataires âgés de moins de 30 ans (en 1996) vivent dans un ménage complexe. Jeunes couples non déclarés à la Caf, amis cohabitants ou jeunes mères qui n'ont pas quitté le logement de leurs parents composent cette configuration. Très rares parmi les allocataires âgés de 45 à 54 ans, les ménages complexes redeviennent fréquents (19 %) aux âges plus élevés ; ils correspondent cette fois-ci à l'hébergement du parent allocataire par l'un de ses enfants.

On serait également tenté de comparer ces configurations familiales selon le sexe de l'allocataire du RMI. Cependant, la désignation administrative de l'allocataire au sein d'un

couple qui perçoit le RMI complique l'analyse (cf. encadré 2 et Jacquot (1999)) : pour environ six couples sur dix, l'allocataire est l'homme. La solution retenue consiste à élargir le champ de l'analyse aux conjoints de l'allocataire.

Sur ce champ d'environ 1 088 000 individus (882 000 allocataires + 206 000 conjoints), 60 % des hommes sont isolés dans leur foyer, soit une proportion proche du double de celle des femmes (cf. tableau 2). En tenant compte de l'ensemble des personnes du logement (cf. tableau 3), ce plus grand isolement des hommes ayant un droit au RMI est vérifié quel que soit leur âge. En moyenne, 29 % des hommes vivent seuls (ménage), contre seulement 17 % des femmes. Aux âges extrêmes, moins de 25 ans et 55 ans et plus, la différence entre les hommes et les femmes est cependant réduite. À l'opposé, les femmes se retrouvent beaucoup plus souvent à la tête d'un foyer RMI, formant une famille monoparentale, que les hommes, pour lesquels cette situation reste exceptionnelle (moins de 2 %, tableau 2).

Tableau 2
Le type de foyer RMI selon le sexe de l'allocataire ou de son conjoint

Situation en janvier 1998 de tous les allocataires, y compris dans un logement non ordinaire (en %)

	Isolé	Famille monoparentale	Couple sans enfant	Couple avec enfants	Ensemble	
						(En milliers)
Homme	60,5	1,6	8,6	29,3	100,0	544
Femme	32,1	30,0	8,6	29,3	100,0	545
Ensemble	46,3	15,8	8,6	29,3	100,0	1 089

Lecture : 60,5 % des allocataires du RMI ou des conjoints des allocataires au 31 décembre 1996, de sexe masculin étaient seuls dans leur foyer RMI en janvier 1998.

Champ : les allocataires du RMI inscrits dans une Caf, au 31 décembre 1996.

Source : enquête RMI, janvier 1998, Insee.

Tableau 3
Le type de ménage selon le sexe de l'allocataire ou de son conjoint

Situation en janvier 1998 de tous les allocataires, y compris dans un logement non ordinaire (en %)

	Personne seule	Ménage complexe		Famille monoparentale	Couple		Ensemble	
		Avec au moins un ascendant ou un descendant de l'allocataire	Autre		Sans enfant	Avec enfants		(En milliers)
Homme	29,1	5,9	8,8	11,5	6,7	38,0	100,0	544
Femme	16,6	10,0	4,2	30,2	6,7	32,3	100,0	545
Ensemble	22,9	7,9	6,5	20,9	6,7	35,1	100,0	1 089

Lecture : 29,1 % des allocataires du RMI ou des conjoints des allocataires au 31 décembre 1996, de sexe masculin étaient seuls dans leur ménage en janvier 1998.

Champ : les allocataires du RMI inscrits dans une Caf, au 31 décembre 1996.

Source : enquête RMI, janvier 1998, Insee.

Comme les femmes représentent 50 % de l'ensemble des allocataires du RMI ou de leur conjoint, la proportion des femmes vivant en couple au sens du foyer RMI est identique à celle des hommes (cf. tableau 2).

La part des ménages complexes diffère peu selon le sexe (environ 15 % dans le tableau 3). Mais elle recouvre des configurations familiales sensiblement différentes ; pour sept femmes sur dix vivant dans un ménage complexe, cette situation correspond à une cohabitation du foyer RMI avec une autre génération (ascendante ou descendante), contre 40 % des hommes vivant dans un ménage complexe. La charge d'un enfant est en effet deux fois plus fréquente chez les allocataires féminins (59 % contre 31 %).

Des ménages complexes et des familles monoparentales quatre fois plus nombreux que dans l'ensemble des ménages

Environ 28 % des allocataires du RMI de décembre 1996, vivent effectivement seuls en janvier 1998 ; une proportion comparable à celle de la population des ménages habitant un logement ordinaire (cf. tableau 4) (4). Pourtant, les similarités s'arrêtent là. Les familles monoparentales représentent 25 % des ménages comptant un allocataire du RMI contre 6,5 % dans l'ensemble de la population et les couples (mariés ou en concubinage) sont rares. Cette rareté des couples est particulièrement forte pour les couples sans enfant qui

représentent seulement 4 % des ménages comptant un allocataire du RMI de décembre 1996. À l'inverse, 16 % des ménages comptant un allocataire du RMI sont *complexes*, soit quatre fois plus que parmi l'ensemble des ménages vivant dans un logement ordinaire.

Dans la comparaison entre l'ensemble des ménages en logement ordinaire et la population des allocataires du RMI de décembre 1996, une partie de l'écart provient des différences de champ entre les sources statistiques retenues ici. Le champ d'investigation de l'enquête sur le devenir des personnes sorties du RMI est plus large que celui des enquêtes qui ont servi de référence. Les enquêtes *Budget des familles* (5), *Logement* (6) et *Emploi* (7) se limitent au champ des ménages habitant un logement dit « ordinaire », qui exclut par principe les collectivités (en particulier, les foyers de jeunes travailleurs) et *de facto* les personnes sans domicile fixe ou en situation de logement précaire. Dans l'enquête RMI, on a recherché à enquêter

4. Voir aussi annexe 3.

5. L'enquête Budget des familles 1994-1995 concerne un échantillon de 9 634 ménages vivant en logement ordinaire. Elle vise principalement à reconstituer toute la comptabilité du ménage enquêté, c'est-à-dire la totalité de ses dépenses et de ses ressources.

6. L'enquête Logement 1996-1997 a été menée auprès d'un échantillon de 29 000 ménages en logement ordinaire. Un questionnaire leur est posé afin d'étudier les caractéristiques de leurs logements (habités ou possédés). Des questions permettent également de connaître la composition du revenu du ménage.

7. L'enquête Emploi est une enquête annuelle menée auprès d'environ 75 000 ménages en logement ordinaire. L'échantillon est renouvelé par tiers chaque année. Le questionnement vise principalement à décrire précisément l'activité des individus âgés de 15 ans et plus.

Tableau 4
Les ménages comptant un allocataire du RMI au 31 décembre 1996 et l'ensemble des ménages en logement ordinaire

	Ménage comptant un allocataire du RMI			Ensemble des ménages en logement ordinaire		
	Ensemble	Logement non ordinaire	Logement ordinaire	Enquête Budget des familles 1994-1995	Enquête Logement 1996-1997 (1)	Enquête Emploi 1997 (1)
Personne seule	28,2	60,5	24,7	28,9	28,1	30,0
Famille monoparentale	25,8	26,4 (2)	27,6	6,1	6,7	6,6
Couple sans enfant	4,1		4,1	26,0	26,4	25,8
Couple avec enfants	26,0		27,4	35,2	34,0	33,8
Ménage complexe	15,9	13,1	16,2	3,9	4,8	3,8
Ensemble	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Effectifs (en milliers)	882	87	795			

1. Ménage strict, reconstruit *ad hoc*.
2. Les modalités autres que personnes seules et ménages complexes sont regroupées afin de constituer des groupes significatifs.

Sources : enquête Budget des familles, 1995, enquête Logement, 1996-1997, enquête Emploi, mars 1997 et enquête RMI, janvier 1998, Insee.

une population représentative des allocataires du RMI, sans considération du type de logement dans lequel ils vivent. Si l'on isole les allocataires habitant les seuls logements ordinaires (8), les différences de configurations familiales sont peu modifiées : respectivement 16 % et 28 % des ménages en logement ordinaire comptant un allocataire du RMI sont des familles monoparentales et des ménages complexes. Les personnes seules parmi les ménages en logement ordinaire allocataires du RMI apparaissent même moins fréquentes que dans l'ensemble des ménages en logement ordinaire.

Mis à part un champ différent, les écarts entre les ménages comptant un allocataire du RMI et l'ensemble des ménages en logement ordinaire peuvent provenir d'effets de structure, et plus particulièrement d'âge. Les critères d'attribution du RMI délimitent les âges possibles des allocataires du RMI. Hors quelques cas particuliers, les personnes âgées de plus de 65 ans bénéficient d'une pension de retraite ou du minimum vieillesse qui les excluent du champ potentiel des allocataires du RMI. À l'opposé, la législation fixe à 25 ans l'âge minimum pour l'ouverture des droits au RMI, hors charges familiales. 98 % des allocataires du RMI (cf. tableau 5) sont âgés de 20 à 64 ans en 1996. C'est pourquoi, il conviendrait mieux de comparer les allocataires du RMI aux personnes âgées de 20 à 64 ans.

Pour essayer de neutraliser ces effets de structure, on pourrait retenir les caractéristiques

de la personne de référence du ménage (9), concept commun aux deux populations comparées. Cependant, cette analyse apparaît peu lisible compte tenu de la divergence entre les notions d'allocataire du RMI et de personne de référence du ménage (cf. encadré 3).

C'est pourquoi on propose plutôt de passer du niveau ménage au niveau individu. Il s'agit alors de comparer le type de ménage de l'allocataire du RMI à celui de l'ensemble des adultes âgés de 20 à 64 ans vivant dans un logement ordinaire. Cependant, afin de permettre la comparaison avec l'ensemble de ces adultes en logement ordinaire, les pondérations individuelles sont normalisées (divisées par le nombre de personnes âgées de 20 à 64 ans) de telle sorte que la somme des pondérations individuelles soit égale au nombre des ménages. En effet, dans l'enquête RMI, on retient un seul allocataire par ménage ; en l'absence de normalisation de la pondération pour les individus de l'ensemble des ménages pour les autres enquêtes, on surreprésenterait deux fois les couples sans enfant par rapport aux personnes seules, trois fois les couples avec un enfant âgé de 20 à 64 ans et ainsi de suite. Parmi l'ensemble des ménages (enquête

8. On retient une définition plutôt restrictive du logement ordinaire : l'ensemble des logements habituels, hors hébergement par une collectivité et hors situation de logement mal définie. 794 882 allocataires sont ainsi classés en logements « ordinaires », soit 90,1 % de l'ensemble des allocataires du RMI, inscrits dans une Caf en métropole au 31 décembre 1996.

9. Voir annexe 2, pour la détermination de la personne de référence du ménage.

Tableau 5
L'âge des individus

	Les allocataires du RMI de décembre 1996 : situation janvier 1998, âge en 1996		Population des logements ordinaires		
	Tous allocataires	Vivant en logement ordinaire	Enquête Budget des Familles 1994-1995	Enquête Logement 1996-1997	Enquête Emploi mars 1997
Moins de 20 ans	n.s.	n.s.			
20 à 24 ans	3,0	3,1	9,6	9,7	9,4
25 à 29 ans	26,8	27,4	11,9	12,1	12,7
30 à 44 ans	42,8	42,7	39,9	39,0	39,1
45 à 54 ans	18,6	18,2	19,5	20,6	21,2
55 à 64 ans	7,2	7,1	19,2	18,6	17,7
Plus de 64 ans	1,2	n.s.			

Lecture : tous les allocataires du RMI et les individus âgés de 20 à 64 ans vivant dans les ménages ordinaires sont en pondération normée (voir le texte) ; n.s. : non significatif.

Sources : enquête Budget des familles, 1995, enquête Logement, 1996-1997, enquête Emploi, mars 1997 et enquête RMI, janvier 1998, Insee.

Emploi, enquête *Budget des Familles* et enquête *Logement*), on choisit donc de diviser le poids de l'adulte âgé de 20 à 64 ans par le nombre des individus de cet âge présents dans le ménage. L'hypothèse implicite de cette norme consiste donc à tirer *uniformément* parmi les adultes âgés de 20 à 64 ans du ménage, le représentant, l'*allocataire potentiel* du RMI (10).

La sélection des individus âgés de 20 à 64 ans (tout en conservant leurs caractéristiques familiales sur un champ complet) modifie sensiblement les termes de la comparaison (cf. tableau 6). Les allocataires du RMI vivent

alors un peu plus souvent seuls que cette population de référence. Sur le champ des ménages en logement ordinaire, la différence est comprise entre 3 et 5 points selon la source retenue. Le rapport de la fréquence des ménages complexes et des familles mono-

10. Par exemple, supposons deux ménages : un couple sans enfant dont les deux conjoints sont âgés de 20 à 64 ans et une personne seule ayant chacun une pondération de 800 dans l'enquête Logement 1996-1997. Ainsi, dans une approche individuelle, on comptera $2 \times 800 = 1\ 600$ adultes vivant en couple sans enfant et 800 adultes vivant isolés. La normalisation consiste alors simplement à attribuer $800 / 2 = 400$ à chacun des deux adultes vivant en couple et on rétablira ainsi la répartition des ménages (800 en couples, 800 isolés).

Encadré 3

L'ALLOCATAIRE RMI ET LA PERSONNE DE RÉFÉRENCE DU MÉNAGE

Pour un tiers des ménages il n'y a pas identité entre la personne de référence et l'allocataire du RMI (en particulier, 9,5 % des personnes de référence sont le conjoint de l'allocataire) :

- pour un tiers des familles monoparentales, l'allocataire est enfant de la personne de référence du ménage ;
- pour près de quatre couples sans enfant sur dix, l'allocataire (la femme) est le conjoint de la personne de référence du ménage ;
- pour les couples avec enfants, dans 28 % des cas, l'allocataire est le conjoint et dans 33 % des cas il est un enfant du ménage ;
- pour 54 % des ménages complexes, l'allocataire est la personne de référence ou son conjoint, pour 17 % il en est un enfant et pour 29 %, un autre membre du ménage.

Les ménages multi-foyers RMI

Un biais possible risque d'altérer l'analyse des ménages des allocataires du RMI de décembre 1996. En raison du mode de sélection de l'échantillon interrogé dans l'enquête RMI (tirage d'un allocataire du RMI, parmi les fichiers d'allocataires des Caf au 31 décembre 1996), l'enquête ne permet pas de repérer les ménages qui seraient composés de plusieurs foyers RMI. Cette configuration peut correspondre par exemple au cas (sans que l'on puisse dire quelle en est sa fréquence) d'un ménage composé de deux foyers RMI, un couple avec des enfants âgés de moins de 25 ans qui perçoit le RMI ainsi qu'un enfant de plus de 25 ans qui perçoit également le RMI.

Tableau 6
Situation familiale des allocataires du RMI de décembre 1996
et de l'ensemble des individus âgés de 20 à 64 ans

En %

	Les allocataires du RMI		Individus âgés de 20 à 64 ans dans un logement ordinaire		
	Tous	Ménages ordinaires	Enquête <i>Budget des Familles</i> 1994-1995	Enquête <i>Logement</i> 1996-1997 (1)	Enquête <i>Emploi</i> mars 1997 (1)
Personne seule	28,2	24,7	20,7	19,8	21,8
Famille monoparentale	25,7	27,6	7,7	8,4	8,4
Couple sans enfant	4,1	4,1	22,3	23,0	22,2
Couple avec enfants	26,0	27,4	44,9	43,2	43,3
Ménage complexe	15,9	16,2	4,4	5,5	4,4
Ensemble	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1. Ménage strict, reconstruit.					

Lecture : les pourcentages portant sur les individus de 20 à 64 ans sont en pondération normée : poids de l'adulte âgé de 20 à 64 ans = poids/(nombre d'adultes âgés de 20 à 64 dans le ménage).

Sources : enquête Budget des familles, 1995, enquête Logement, 1996-1997, enquête Emploi, mars 1997 et enquête RMI, janvier 1998, Insee.

parentales est ramené de 3,9 à 3,4 environ entre les allocataires du RMI et la population des ménages en logement ordinaire sur un champ d'âge comparable.

En outre, si les personnes âgées de moins de 25 ans sont rares parmi les ménages comptant un allocataire du RMI en raison de la condition alors nécessaire de charge d'enfant pour l'ouverture des droits, les jeunes de 25 à 29 ans sont plus de deux fois plus nombreux que dans l'ensemble de la population. S'inscrivant dans une phase d'insertion dans le monde du travail, entre la fin des études et leurs premiers emplois, ils ne peuvent prétendre à une indemnisation du chômage : les règles de l'assurance unique dégressive du chômage (AUD) au 1^{er} janvier 1997 exigent un minimum de quatre mois d'affiliation (c'est-à-dire de versement de cotisations) au cours des huit derniers mois.

La distorsion de structure par âge n'explique pas toute la spécificité des ménages d'allocataires RMI

Une partie de la relative rareté des couples sans enfant parmi les allocataires du RMI peut s'expliquer par ces effets d'âge, puisque l'un des deux modes de la distribution des couples sans enfant dans l'ensemble des ménages se situe précisément aux environs de 65 ans (cf. graphique I). L'autre mode de cette distribution bimodale se situe à 25 ans, qui est l'âge minimum légal de droit au RMI, sauf cas de charge familiale. Cette condition d'âge minimum légal entraîne deux effets dans la composition des ménages des allocataires âgés de moins de 25 ans : les couples avec enfants et les familles monoparentales (dont l'enfant âgé de moins de 25 ans serait allocataire en l'absence de cette règle d'âge) sont moins fréquents tandis que les ménages complexes (en particulier où trois générations cohabitent sous le même toit, avec les parents de l'allocataire et l'enfant de l'allocataire) sont potentiellement plus nombreux dans cette tranche d'âge.

Cependant, cette distorsion de la structure par âge ne suffit pas à expliquer entièrement la spécificité des ménages des allocataires du RMI. Mis à part les âges extrêmes (moins de 25 ans et plus de 60 ans) où les différences traduisent avant tout les effets des critères administratifs d'attribution du RMI, des contrastes très marqués par rapport à l'ensemble des ménages ordinaires demeurent à âge donné (cf. graphique I).

Sur le champ comparable des ménages en logement ordinaire, les jeunes allocataires du RMI vivent plus rarement seuls dans leur logement que leurs congénères. En dehors des effets de législation sur l'âge minimal, la décohabitation du foyer parental semblerait plus rare parmi les allocataires âgés de 25 à 29 ans : alors que selon la législation du RMI, on considère que deux tiers d'entre eux sont isolés, ils sont en fait 19 % à vivre effectivement seuls dans leur logement, contre 28 % de l'ensemble des individus de cette génération. L'hébergement par un particulier (par un parent de l'allocataire dans quasiment tous les cas) concerne plus de 40 % de ces jeunes allocataires. La plus faible mobilité de logement de ces jeunes allocataires du RMI constitue un second indice de cette plus faible décohabitation. Faute d'un niveau suffisant de ressources, 17 % des jeunes allocataires du RMI âgés de 25 à 29 ans vivant dans un logement ordinaire ont changé de logement depuis un an, contre 30 % parmi l'ensemble des jeunes âgés de 25 à 29 ans (11).

Après 29 ans, la proportion des foyers d'isolés au sens du RMI diminue fortement pour atteindre 43 % parmi les allocataires âgés de 40 à 44 ans (cf. graphique II). Les foyers RMI de famille monoparentale et dans une moindre mesure les couples avec enfants deviennent plus nombreux jusqu'à l'âge de 40 ans.

Paradoxalement, cette moindre part des foyers d'isolés parmi les allocataires âgés de 40 ans par rapport à ceux âgés de 30 ans se traduit par une stabilisation des ménages de personnes seules et des couples avec enfants respectivement autour de 20 % et 30 % pour les allocataires âgés de moins de 40 ans et une décline sensible des ménages complexes : ces mouvements s'expliquent par une autonomie croissante de logement avec l'âge de l'allocataire (Lhommeau, 1999). Cette évolution diffère fortement de celle des générations comparables dans l'ensemble de la population (cf. graphique I), où la part des personnes seules diminue sensiblement de 25 à 40 ans, avec la mise en couple ou la naissance d'enfants à ces âges. Parmi les allocataires du RMI âgés de 40 à 45 ans, la proportion de couples avec enfants est inférieure de près de 40 points à celle dans l'ensemble de la popu-

11. Résultats obtenus sur l'échantillon des deux tiers non entrants de l'enquête Emploi de mars 1997 avec la pondération non normalisée sur le nombre des ménages. On obtient 34 % sur l'enquête Emploi de mars 1998.

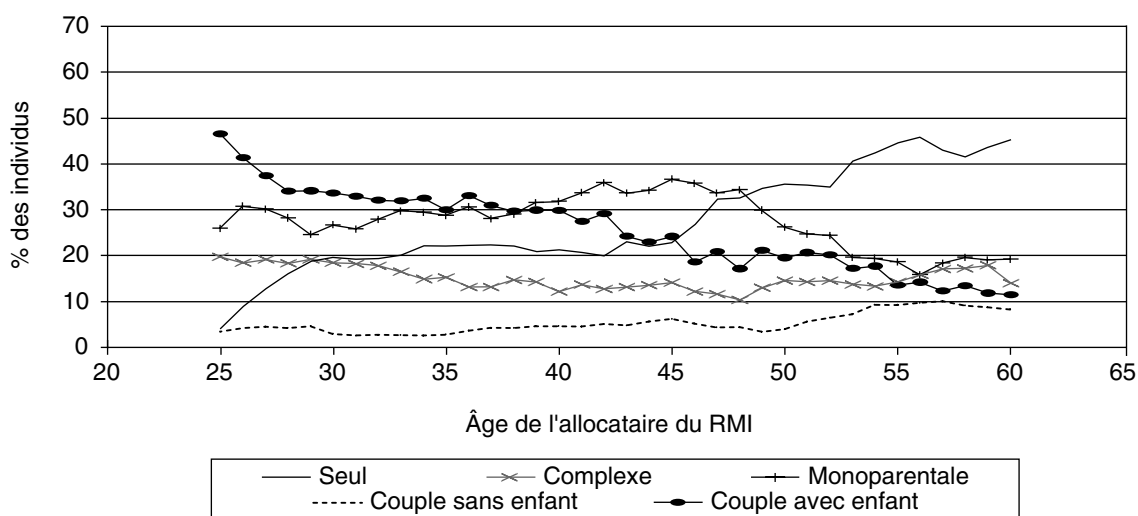
lation de même âge, où cette forme de ménage connaît alors son apogée. À cet âge médian, la famille monoparentale est alors la forme de ménage la plus fréquente (plus d'un tiers) parmi les allocataires du RMI. Quel que soit l'âge considéré, les familles monoparentales sont près de trois fois plus fréquentes parmi les allocataires du RMI que dans l'ensemble de la population. Cela n'est pas très surprenant. De précédentes études (par exemple, Herpin et Olier (1997) ou Thélot et Villac (1998)) ont mis en valeur la plus grande vulnérabilité des familles monoparentales à l'égard du chômage et de la pauvreté.

La quarantaine passée, les foyers isolés au sens du RMI redeviennent plus nombreux et la proportion de foyers de famille monoparentale diminue sensiblement (cf. graphique II) : de 55 à 64 ans, les ménages de personnes seules représentent plus de deux cinquièmes des allocataires, contre moins d'un quart de l'ensemble des individus.

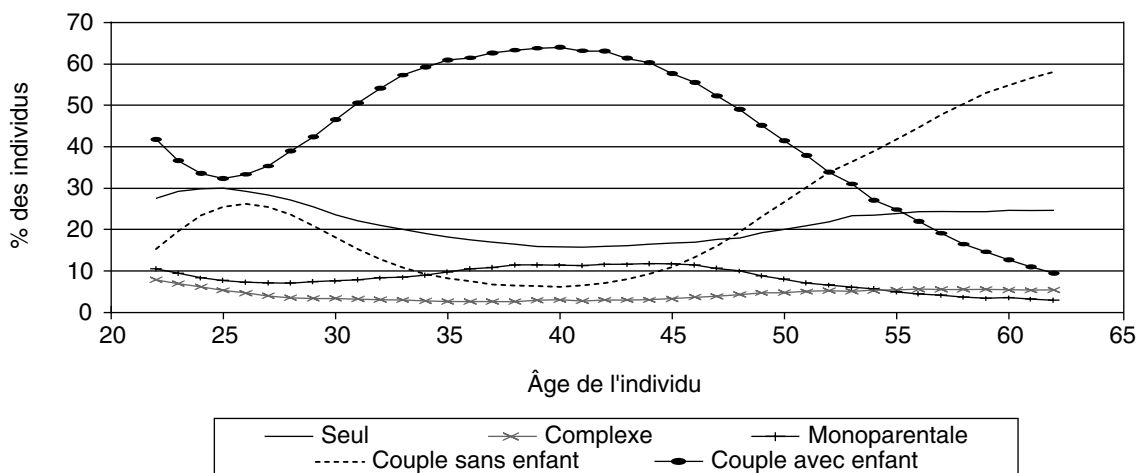
La forte occurrence des ménages complexes parmi les allocataires du RMI a été mise en relation avec la fréquence des situations d'hébergement des allocataires du RMI. Cela peut constituer une des difficultés que rencon-

Graphique I
Le type de ménage selon l'âge des individus

A - Les allocataires du RMI vivant en ménage ordinaire



B - Ensemble des adultes âgés de 20 à 64 ans



Lecture : pondération normée, moyennes mobiles centrées d'ordre 5.
Sources : enquête RMI, janvier 1998 et enquête Emploi, mars 1997, Insee.

trent les enquêtes de l'Insee auprès des ménages vivant en logement ordinaire pour appréhender la population des allocataires du RMI.

Repérer les allocataires du RMI dans les enquêtes auprès des ménages vivant en logement ordinaire

Un premier défaut des enquêtes auprès des ménages vivant en logement ordinaire pour repérer les allocataires du RMI tient précisément à la lacune de leur champ d'investigation (cf. *supra* et tableaux 4 et 6), qui exclut les sans-domicile, les habitants des logements collectifs, les situations les plus précaires de logement. Cependant, sur un champ comparable, les enquêtes habituellement menées auprès des ménages devraient permettre de couvrir correctement les allocataires du RMI. Plusieurs enquêtes auprès des *ménages* recueillent en effet des informations qui repèrent la présence des allocataires du RMI dans les ménages enquêtés.

Dans l'enquête *Logement* 1996-1997, deux questions permettent de repérer la présence d'un allocataire du RMI au sein des *ménages* enquêtés :

- pour la famille principale « percevez-vous *actuellement* une des prestations suivantes ? », suit alors une liste où figure le RMI ;

- « y a-t-il par ailleurs au moins une allocation de RMI versée à d'autres personnes vivant sous votre toit ? ».

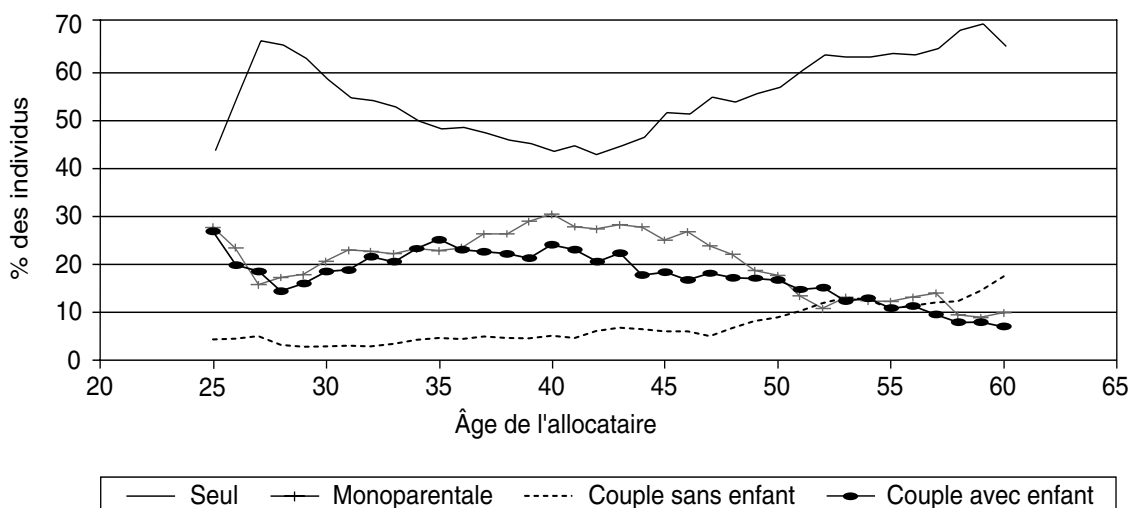
L'exploitation de ces deux questions conduit à 504 000 *ménages* comptant au moins un allocataire du RMI (dans 58 % des cas, l'allocation du RMI est perçue par un membre de la famille principale).

Dans l'enquête *Budget des Familles* 1994-1995, le repérage des allocataires du RMI s'effectue grâce à la perception par le ménage d'une allocation du RMI ou d'une aide au cours des 12 derniers mois. Il ne s'agit pas d'un instantané au moment de l'enquête. Ce repérage permet d'identifier 508 000 *ménages* ayant perçu une allocation de RMI au cours des 12 derniers mois.

Dans l'enquête *Emploi* de mars 1997, la question « M... perçoit-il l'allocation du revenu minimum d'insertion ? » est posée aux chômeurs à la recherche d'un emploi ou aux personnes qui souhaitent travailler. Ce questionnement, quoique filtré aux seules personnes à la recherche d'un emploi, conduit à 503 000 *ménages* où vit au moins un individu ayant déclaré percevoir le RMI en mars 1997. L'enquête *Emploi* de mars 1998, permet de repérer 532 000 ménages avec au moins un allocataire du RMI.

Graphique II
Le type de foyer RMI selon l'âge de l'allocataire

Les allocataires du RMI au 31 décembre vivant dans un logement ordinaire



Lecture : moyennes mobiles centrées d'ordre 5.
Source : enquête RMI, janvier 1998, Insee.

On soulignera la proximité des effectifs ainsi estimés malgré les différences importantes de questionnement, spécifique à chacune des trois sources statistiques (cf. tableau 7). Concernant l'enquête *Budget des Familles* 1994-1995, le résultat obtenu peut apparaître plus satisfaisant. En effet, selon les statistiques publiées par la Cnaf, le nombre d'allocataires du RMI en métropole atteignait 803 000 au 31 décembre 1994 (dont 783 000 inscrits dans une Caf) et environ 904 000 au 31 décembre 1996 (respectivement 882 000) : soit un taux de couverture apparent de 63 % par l'enquête *Budget des familles* 1994-1995 contre moins de 56 % par l'enquête *Emploi* 1997. Il existe

pourtant la possibilité d'un artefact puisque, dans le cas de la première enquête, on rapporte deux chiffres de natures différentes : l'ensemble des ménages qui ont perçu le RMI au cours de l'année (il s'agit du cumul de situations déclarées rétrospectivement dans l'enquête *Budget des familles*) et le nombre d'allocataires du RMI recensés par la Cnaf à une date donnée. Le mode de questionnement retenu par l'enquête *Budget des familles* n'est pas non plus sans défaut ; la personne enquêtée dans le ménage n'a pas forcément une bonne connaissance de la nature des revenus perçus par l'ensemble des individus du ménage

Tableau 7
Les ménages comptant au moins un allocataire du RMI au travers des enquêtes menées auprès de l'ensemble des ménages en logement ordinaire

En %

	Enquête RMI janvier 1998	Enquête Logement 1996-1997		Enquête Budget des Familles 1994-1995		Enquête Emploi mars 1997 (1)	
	En logement ordinaire	Présence d'un allocataire du RMI	Non	Perception du RMI au cours des 12 derniers mois	Non	Un allocataire du RMI au moins	Non
Personne seule	24,7	23,9	28,2	23,5	29,0	26,5	30,1
Famille monoparentale	27,6	26,4	6,2	21,8	5,8	26,2	6,2
Couple sans enfant	4,1	7,7	26,9	42,3 (2)	26,3	6,9	26,2
Couple avec enfants	27,4	29,7	34,2		35,3	30,7	33,9
Ménage complexe	16,2	12,3	4,6	12,5	3,7	9,7	3,7
Ensemble <i>Effectif (en milliers)</i>	100,0 795	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

1. Les résultats sur l'enquête *Emploi* de mars 1998 sont fournis en annexe 3.
2. Effectifs non significatifs pour les couples sans enfant : regroupement avec les couples avec enfants.

Sources : enquête Budget des familles, 1995, enquête Logement, 1996-1997, enquête Emploi, mars 1997, Insee.

Tableau 8
Taux de couverture des ménages bénéficiaires du RMI par l'enquête *Emploi* de mars 1997

En milliers

		Personne seule	Ménage complexe	Famille mono-parentale	Couple sans enfant	Couple avec enfant	Ensemble
Nombre de ménages bénéficiaires du RMI	A Enquête <i>Emploi</i> de mars 1997	133	49	132	34	155	503
	B Enquête RMI, janvier 1998	249	140	227	36	230	882
	C Enquête RMI janvier 1998 ménages ordinaires	196	129	220	32	218	795
Taux de couverture (1)	A/B en %	53,6	34,9	58,0	95,3	67,4	57,1
	A/C en %	68,1	38,0	59,9	106,5	71,1	63,3

1. Le champ de l'enquête RMI 1998 concerne les allocataires du RMI en métropole, à l'exclusion de ceux qui sont sous le régime de la MSA (soit environ 2,5 % de l'ensemble des allocataires métropolitains au 31 décembre 1996).

Sources : enquête *Emploi* mars 1997 et enquête RMI, janvier 1998, Insee.

(effet *proxy*), *a fortiori* s'il s'agit d'une personne hébergée provisoirement par le ménage. Le RMI est une allocation différentielle qui peut se cumuler dans certains cas avec une activité rémunérée (selon le principe d'intéressement) ; cette caractéristique peut renforcer l'effet précédent de sous-déclaration des allocataires du RMI, d'autant que la perception de ce minimum social peut être ressentie comme stigmatisante. Un défaut de la mémoire du répondant peut également s'ajouter.

Sur les données de ces enquêtes auprès des ménages, on retrouve les principaux écarts de structure familiale analysés précédemment, atténués toutefois. Les lacunes des enquêtes menées auprès des ménages se portent essentiellement sur les ménages complexes, comme l'illustre le tableau 8.

Seulement un peu plus d'un tiers des ménages complexes et un peu plus de la moitié des personnes seules sont « couverts » par l'enquête *Emploi* de mars 1997. Deux effets pourraient ici se combiner.

En premier lieu, la différence du champ enquêté, c'est-à-dire l'exclusion des logements

collectifs, des sans-domicile fixe dans les enquêtes auprès des ménages explique principalement la sous-représentation des allocataires du RMI vivant seuls. Sur le champ des seuls ménages vivant en logement ordinaire, le taux de couverture des ménages comptant un allocataire du RMI passe de 57 % à 63 % (cf. tableau 8) pour l'ensemble des configurations familiales et de 35 % à 38 % pour les seuls ménages complexes. En second lieu, la sous-représentation des allocataires du RMI vivant dans les ménages complexes et particulièrement ceux où l'allocataire n'est ni ascendant ni descendant direct de la personne de référence du ménage (soit la moitié des cas de ménages complexes des allocataires du RMI ; cf. tableau 1) pourrait s'expliquer par une définition implicite du ménage plus restrictive (excluant les personnes hébergées plus ou moins provisoirement par le ménage) et des effets de questionnement (*proxy*, défaut de mémoire, stigmatisation, etc.) dans les enquêtes auprès des ménages de l'Insee. Dans l'enquête RMI de janvier 1998, c'est différent puisqu'il s'agit d'enquêter des individus dont on sait par une source administrative qu'ils étaient allocataires du RMI au 31 décembre 1996. □

L'auteur remercie N. Roth pour son soutien dans la réalisation de ce travail. Il remercie également C. Afsa, D. Fougère, D. Guillemot, S. Lollivier et tous les membres du comité d'exploitation de l'enquête RMI, pour leurs commentaires.

BIBLIOGRAPHIE

Afsa C. (1999), « L'insertion professionnelle des bénéficiaires du revenu minimum d'insertion », 1999, Document de travail DSDS n° F9901, Insee.

Cnaf (1996), *Revenu minimum d'Insertion, Analyse fonctionnelle*, juillet.

Cnaf (1997), *Revenu Minimum d'Insertion au 31 décembre 1996*, Recherche, Prévisions et Statistiques.

Eneau D. et Guillemot D. (1999), « L'enquête 1997-1998 sur le devenir des personnes sorties du RMI, une présentation de son déroulement », Document de travail, série Méthodologie statistique, n°3, Insee.

Euvrard F. et Paugam S. (1991), « Atouts et difficultés des allocataires du RMI », Rapport final, *Documents du Centre d'Études des Revenus et des Coûts*, n° 102, 1991, pp. 89-106.

Herpin N. et Olier L. (1997), « Les familles monoparentales : aidées mais fragilisées », in

France Portrait social, 1997-1998, Insee, pp. 83-99.

Jacquot A. (1999), « Le sexe des allocataires vivant en couple : quelques résultats à partir de l'échantillon national des allocataires », note de la Cnaf, 130/PREV, 10 novembre.

Lhommeau B. (1999), « Les conditions de logement des allocataires du RMI », *Insee Première*, n° 685.

Paugam S., Zoyem J.-P. et Charbonnel J.-M. (1993), « Précarité et risques d'exclusion en France », *Documents du Centre d'Études des Revenus et des Coûts*, n° 109, pp. 23-34 et pp. 55-67.

Thélot C. et Villac M. (1998), *Politique familiale, bilan et perspectives*, Rapport à la Ministre de l'Emploi et de la Solidarité et au ministre de l'Économie, des Finances et de l'Industrie, Éditions Odile Jacob et la documentation Française, chapitre IV.

RECONSTRUCTION DU FOYER RMI EN DÉCEMBRE 1996

L'objet de cette étude est de comparer la configuration familiale des allocataires du RMI telle qu'elle est appréhendée par le foyer – définition administrative retenue par la Caf – et par le ménage – définition statistique retenue par l'Insee. À cette fin, l'enquête sur le devenir des personnes sorties du RMI permet de confronter des informations de nature administrative (les déclarations à la Caf) et statistique (les réponses à l'enquête menée par l'Insee) (Afsa, 1999). En particulier, pour la composition du foyer RMI, on dispose de la situation du foyer telle qu'elle était déclarée à la Caf (présence ou non d'un conjoint et nombre de personnes à charge du foyer) au 31 décembre 1996. On peut également la reconstruire à partir des déclarations de l'enquêté en janvier 1998 (description de la composition du foyer RMI, cadre F04), soit avec un an de décalage environ. Pour la composition du ménage Insee, on ne dispose que de la déclaration de la situation familiale au moment de l'enquête et de la déclaration de certains événements familiaux intervenus depuis le 31 décembre 1996.

Dans un premier temps, il est donc tentant de vouloir reconstruire la situation familiale – foyer et ménage – au 31 décembre 1996, date à laquelle les personnes enquêtées étaient toutes allocataires du RMI. Pour ce faire, on dispose de questions sur les changements dans la composition du foyer depuis janvier 1997 (variables *varfoy1* et *varfoy6*), l'âge des plus jeunes enfants et éventuellement les causes de non perception du RMI (variable *raisorxx*) pour reconstruire cette situation à partir de celle déclarée en janvier 1998.

On peut utiliser les informations du tableau de composition familiale du foyer (*lien*, *anais*, *mnais*) pour construire les variables suivantes :

- *nbp* : le nombre de personnes à charge du foyer en janvier 1998 ;
- *nb97* : le nombre d'enfants nés entre décembre 1996 et janvier 1998.

Le nombre de personnes à charge en décembre 1996, *nbpa* peut ainsi être déduit. *nbpa* est le nombre d'enfants au moment de l'enquête, réduit du nombre d'enfants nés en 1997. Si un enfant ou une autre personne à charge est partie hors du foyer (*varfoy2*) alors : $nbpa = nbp + 1$. Par ailleurs, si le foyer a connu une mise en couple en 1997 (*varfoy4*) alors le foyer ne comportait pas de conjoint en décembre 1996. S'il y a eu un décès ou une séparation, alors le foyer comportait un conjoint en décembre 1996. S'il y a eu une mise en couple et un décès ou une séparation, alors la situation concernant le conjoint est inchangée.

Un redressement est effectué pour les cas où l'allocataire déclare avoir connu une mise en couple (*varfoy2*) et avoir déménagé pour cette raison (*ldem3='1'*) alors qu'il n'y a pas de conjoint déclaré en janvier 1998. On aligne alors la situation de décembre 1996 sur celle de janvier 1998.

Ainsi, trois critères de composition familiale sont disponibles :

- la situation déclarée à la Caf en décembre 1996 ;
- la situation déclarée à l'enquête RMI en janvier 1998 ;
- la situation en décembre 1996, reconstituée d'après les déclarations à l'enquête RMI de janvier 1998.

Dans 10 % des cas, il y a divergence entre la situation de décembre 1996, telle qu'elle est déclarée à la Caf et telle qu'on a pu la reconstruire à partir des déclarations. Cependant, cette première reconstruction du foyer souffre parfois de l'incomplétude ou de l'incohérence des données recueillies par l'enquête. Si l'on retient le seul exemple des entrées de personnes à charge intervenues au sein du foyer entre décembre 1996 et janvier 1998, deux informations sont disponibles :

- le mois et l'année de naissance des individus ainsi que leur lien avec l'allocataire (*anais*, *mnais*, *lien*) ;
- l'existence de l'arrivée (au moins) d'une personne à charge au sein du foyer avec le mois et l'année de cet événement (*varfoy1*, *moyfoy1*, *anfoy1*).

Le croisement de ces informations conduit aux résultats suivants :

- dans 155 cas, il y a concordance des informations : déclaration d'une arrivée (*varfoy1*) repérée dans le *Tableau de composition du foyer* ;
- dans 15 cas, il n'y a pas eu de déclaration d'une arrivée (*varfoy1*) mais on repère la naissance d'un enfant en 1997 ou 1998 dans le *Tableau de composition du foyer*. Un appariement avec l'enquête de repérage de septembre-octobre 1997, selon l'identifiant du ménage et le prénom permet de repérer deux erreurs de date de naissance dans l'enquête de janvier 1998. Deux ménages supplémentaires ont connu une mise en couple (*varfoy4*), ce qui pourrait expliquer l'appariement de nouveaux enfants. Neuf cas restent inexplicables ;
- dans 44 cas, il y a eu déclaration d'une arrivée (*varfoy1*) sans que l'on repère de naissance d'un enfant en 1997 ou 1998 dans le tableau de composition du foyer. Un appariement avec l'enquête de repérage de septembre-octobre 1997, selon l'identifiant du ménage et le prénom permet d'identifier des sources de différences :
 - présence d'un enfant né en 1997, présent dans l'enquête de repérage mais absent en janvier 1998, bien que le foyer n'ait pas connu de décès ;
 - présence d'enfants qui ne sont nés ni en 1997 ni en 1998, qui étaient absents dans l'enquête de repérage de septembre-octobre 1998. Il s'agit souvent d'adolescents ou de jeunes adultes âgés de moins de 25 ans, qui ont vraisemblablement perdu leur autonomie financière, ou sont revenus du service national. 31 ménages sont dans ce cas ;
 - trois cas de mises en couples peuvent également expliquer l'arrivée de nouvelles personnes à charges.

L'exemple des naissances est assez révélateur de la difficulté à repérer les mouvements au sein du foyer. On a pu vérifier par appariement, les mouvements qui sont intervenus entre l'enquête de repérage (septembre-octobre 1997) et janvier 1998, mais on ne peut vérifier

les mouvements intervenus entre décembre 1996 et septembre 1997. Les questions posées à l'allocataire sur les mouvements de la composition du foyer ne permettent de repérer que l'occurrence d'au moins un de ces événements mais pas son ampleur.

Ainsi, la divergence entre la situation telle qu'elle est déclarée à la Caf et celle reconstruite selon les déclarations de l'enquête de janvier 1998 combine plusieurs effets : d'un côté, la déclaration administrative à la Caf peut conduire à certaines omissions ; d'un autre côté, dans l'enquête, certains mouvements peuvent avoir été mal déclarés (effet de mémoire, sélection des seuls événements « positifs »). En

outre, une certaine marge de liberté peut être donnée dans la description de la composition familiale du foyer RMI aux allocataires de décembre 1996 qui ne sont plus au RMI en janvier 1998. La composition du foyer RMI est définie – comme on l'a déjà abondamment souligné – selon des règles administratives dont la subtilité sinon la complexité peuvent égarer les personnes enquêtées.

La reconstruction de la composition de l'ensemble du ménage au 31 décembre 1996 serait encore plus difficile puisqu'on sait peu de choses des mouvements entre décembre 1996 et janvier 1998 des individus dans le ménage mais hors du foyer RMI.

Tableau
Répartition de la composition du foyer RMI selon trois sources

En %				
Présence d'un conjoint	Nombre de personnes à charge	Informations Caf (échantillon au 31 décembre 1996)	Enquête RMI décembre 1996 (situation reconstruite)	Enquête RMI janvier 1998
Non	0	59,3	57,5	57,1
	1	12,3	12,5	11,2
	2	5,7	5,4	5,3
	3 et plus	3,0	3,2	3,0
Oui	0	4,3	5,2	5,3
	1	5,2	5,7	6,4
	2	4,6	5,1	5,4
	3 et plus	5,5	5,5	6,3
Ensemble		100,0	100,0	100,0

Source : enquête RMI, janvier 1998, Insee.

CONSTRUCTION ET HYPOTHÈSES RETENUES POUR LA RECONSTRUCTION DU MÉNAGE

Divers obstacles rendent difficile la codification précise du *type de ménage* au sens Insee. Les informations recueillies lors de l'enquête en janvier 1998 sont de nature déclarative et donc imprécises. C'est cependant le lot commun des autres enquêtes menées auprès des ménages, mais l'imprécision peut ici être accentuée par une plus grande fragilité des liens familiaux. Un problème de décalage temporel se pose également puisque l'échantillon des allocataires du RMI, inscrits au 31 décembre 1996 a été interrogé au début de l'année 1998. Or, si l'on se réfère à leurs déclarations, près de 11 % d'entre eux ont connu, au moins un changement dans la composition de leur foyer RMI au cours de l'année passée. Globalement, les entrées dans le foyer semblent l'emporter sur les sorties du foyer. La naissance d'un enfant ou l'arrivée d'une personne à charge supplémentaire (citées par 5 % des foyers) excède de trois points le départ d'un enfant ou d'une personne à charge (en raison de la limite d'âge ou d'une certaine autonomie financière). De même, la mise en couple de l'allocataire (3 % des foyers) est trois fois plus fréquemment citée que le départ du conjoint (par rupture ou par décès) (1). Il peut s'agir d'un effet du vieillissement d'une cohorte relativement jeune qui est suivie par le panel d'enquête. Plus de 30 % des allocataires enquêtés étaient âgés de moins de 30 ans en 1996.

Quelques réserves viennent cependant pondérer ces résultats : tout d'abord, ils reposent sur l'analyse de réponses à des questions rétrospectives et qui sont donc sujettes aux aléas de la mémoire des répondants (2). De même, la rupture du couple vécue souvent comme un échec peut être un événement plus délicat, plus difficile à déclarer qu'une union, événement plus heureux *a priori*. Il ne faudrait pas négliger également la possibilité d'un biais de sélection de l'échantillon réinterrogé en janvier 1998 ; les couples qui se sont séparés peuvent être plus enclins à déménager et donc vraisemblablement plus difficiles à retrouver, ce qui peut expliquer la très grande rareté des déclarations de séparation (moins de 1 %). Enfin, au 31 décembre 1996, seulement 20 % des allocataires vivaient en couple : ainsi les « candidats » potentiels à la rupture étaient *a priori* quatre fois moins nombreux que ceux à une union, si l'on fait l'hypothèse qu'une union n'est pas suivie d'une rupture ou vice-versa, dans une même année.

Nonobstant ces remarques, on peut reconstruire la nomenclature ménage, usuelle à l'Insee. Au préalable, une vingtaine d'individus hors du foyer RMI ont fait l'objet d'un « redressement » d'une information (lien, sexe ou âge) qui était manifestement incohérente avec le reste des informations disponibles.

1 - L'identification de la *personne de référence du ménage* et du *type de ménage* reprend les définitions posées par le recensement :

- si le ménage comprend au moins un couple, la personne de référence est l'homme du couple ; s'il y a plusieurs couples, on choisit le plus âgé des actifs ou à défaut le plus âgé ;
- sinon, si le ménage comprend au moins une famille monoparentale (adulte élevant seul un ou plusieurs de ses enfants), alors la personne de référence est, parmi

les parents de ces familles monoparentales, le plus âgé des actifs ou à défaut le plus âgé ;

- si le ménage ne comprend aucune famille, la personne de référence est, parmi les personnes du ménage à l'exception des pensionnaires ou salariés logés, le plus âgé des actifs ou à défaut le plus âgé.

2 - On reprend également la définition d'enfant au sens du recensement de la population de 1990. À savoir, l'enfant de la famille est compté comme tel quel que soit son âge, s'il n'a pas de conjoint ou d'enfants vivants dans le ménage (un petit enfant n'est pas considéré comme un enfant de la famille). Il peut être l'enfant des deux parents, de l'un ou de l'autre, enfant adopté, enfant en tutelle de l'un ou de l'autre parent.

La mise en œuvre stricte de ces définitions pose quelques problèmes. C'est pourquoi, la procédure suivante a été finalement retenue. Dans une première étape, on applique au mieux les instructions établies au point 1 pour identifier la *personne de référence du ménage*. Ainsi, selon le cas, la personne de référence est :

- l'allocataire du RMI (cas A, absence d'individus hors du foyer RMI-1, A-3, A-4 et cas B, existence d'individus hors du foyer RMI, B-5) ;
- l'allocataire ou son conjoint masculin (cas A-2, B-3 et B-4) ;
- le père de l'allocataire du RMI (cas B-1 et B-2) ;
- le père ou la mère de l'allocataire (cas B-6a) ;
- l'actif le plus âgé et à défaut la personne la plus âgée (B-6b) ;
- cas traités « manuellement » (B-7).

Une fois cette personne de référence identifiée, on recherche la présence éventuelle d'un conjoint (dans les cas manuels, on a pu constituer parmi les individus hors du foyer, des couples vraisemblables selon le critère de l'âge). On recherche ensuite la présence d'enfants de la personne de référence ou de son conjoint. Si la personne de référence est l'allocataire du RMI ou son conjoint, le seul problème qui se pose concerne les individus situés hors du foyer. En effet, *lienhf*='2' regroupe à la fois les enfants et les petits enfants.

La démarche suivante a été retenue pour essayer de corriger ce défaut. Si l'âge de l'enfant situé hors du foyer excède de 45 ans et plus l'âge de l'allocataire, il sera considéré plutôt comme un petit enfant. Cette première règle a été affinée. En effet, 126 enfants (après correction du lien et de la règle de différence d'âge) hors du

1. L'enquête Cerc de 1990 observait des résultats sensiblement différents ; 19 % de changements de situations familiales de l'échantillon initial qui pouvaient se résumer en un double mouvement sur une période de dix mois (Euvrard et Paugam, 1991) :
- séparation significative des couples (26 % des couples) ;
- maintien de la situation sans conjoint des isolées.

Ces différences traduisent-elles l'artefact des différences de procédures d'enquête, le changement de la population des allocataires du RMI avec la montée en charge d'un dispositif qui était encore naissant en 1990, ou des comportements familiaux différents ?

2. Voir annexe 1 : reconstruction du foyer RMI en décembre 1996.

foyer sont âgés de moins de 25 ans. Lorsque l'enfant est âgé d'au plus 16 ans, il sera considéré comme un petit-enfant (puisqu'il devrait naturellement être rattaché au foyer s'il s'agissait d'un enfant). Après le traitement automatique de ces 39 cas, ils sont éventuellement rétablis au lien enfant si la composition familiale semble plus vraisemblable dans cette configuration (un cas fréquemment rencontré est celui d'un foyer constitué d'un allocataire et deux individus hors foyer, un ami (conjoint non déclaré ?) et d'un enfant de bas âge). Si l'enfant est âgé de 17 à 24 ans (en 1997) et qu'il n'est ni actif occupé, ni chômeur, ni autre inactif (invalide) ni militaire du contingent, 15 cas sont alors traités manuellement et éventuellement redressés comme petit-enfant de l'allocataire, si la composition du ménage semble alors vraisemblable. Lorsque la personne de référence est une autre personne que l'allocataire ou son conjoint, seule la différence d'âge et la personne de référence ont été retenues pour distinguer les enfants des petits enfants.

Le *lienhf*, construit à partir de *lienhf* tient compte de l'ensemble des redressements effectués et notamment de la distinction enfant ('2') petit-enfant ('6') de l'allocataire. Reste le problème de la cohabitation des enfants hors du foyer que l'on n'a pu résoudre que dans le traitement manuel de certains cas (voir sur le schéma les cas B6b et B 7). En conséquence, il est probable que l'on surestime un peu le nombre d'enfants (non cohabitants) et donc potentiellement le type couple avec enfant ou famille monoparentale dans le cas où l'enfant et le conjoint de l'enfant ont tous deux été codés à '3' pour *lienhf*.

Ainsi, on a pu codifier le lien de la personne de référence *LPRM* selon une nomenclature en six postes :

- 1 : personne de référence (*PR*) ;
- 2 : conjoint de la *PR* (*CJ*) ;
- 3 : enfant de la *PR* ;
- 4 : petit-enfant de la *PR* ;
- 5 : autres parents (frères, oncles, etc.) ;
- 6 : autres membres du foyer (ami, logeur, etc.).

La constitution du type de ménage retient alors celle des enquêtes de l'Insee (3) (*tymen1* de l'enquête *Budget des familles* 1995, par exemple).

Ainsi, 5 types de ménages (*tymen90r*) sont définis :

- 1 : personnes seules (taille du ménage = 1, *PR*) ;
- 2 : ménages complexes ;
- 3 : famille monoparentale (taille du ménage = 1 + enfants de *PR*) ;
- 4 : couple sans enfant (taille du ménage = 2, *PR* et *CJ*) ;
- 5 : couple avec enfant(s) (taille du ménage = 2 + enfants de *PR* ou de *CJ*).

On insistera sur le fait que la modalité '2' regroupe entre autres tous les ménages composés d'au moins trois générations.

La variable *tymen90m* permet de plus d'éclater la modalité 2, ménages complexes :

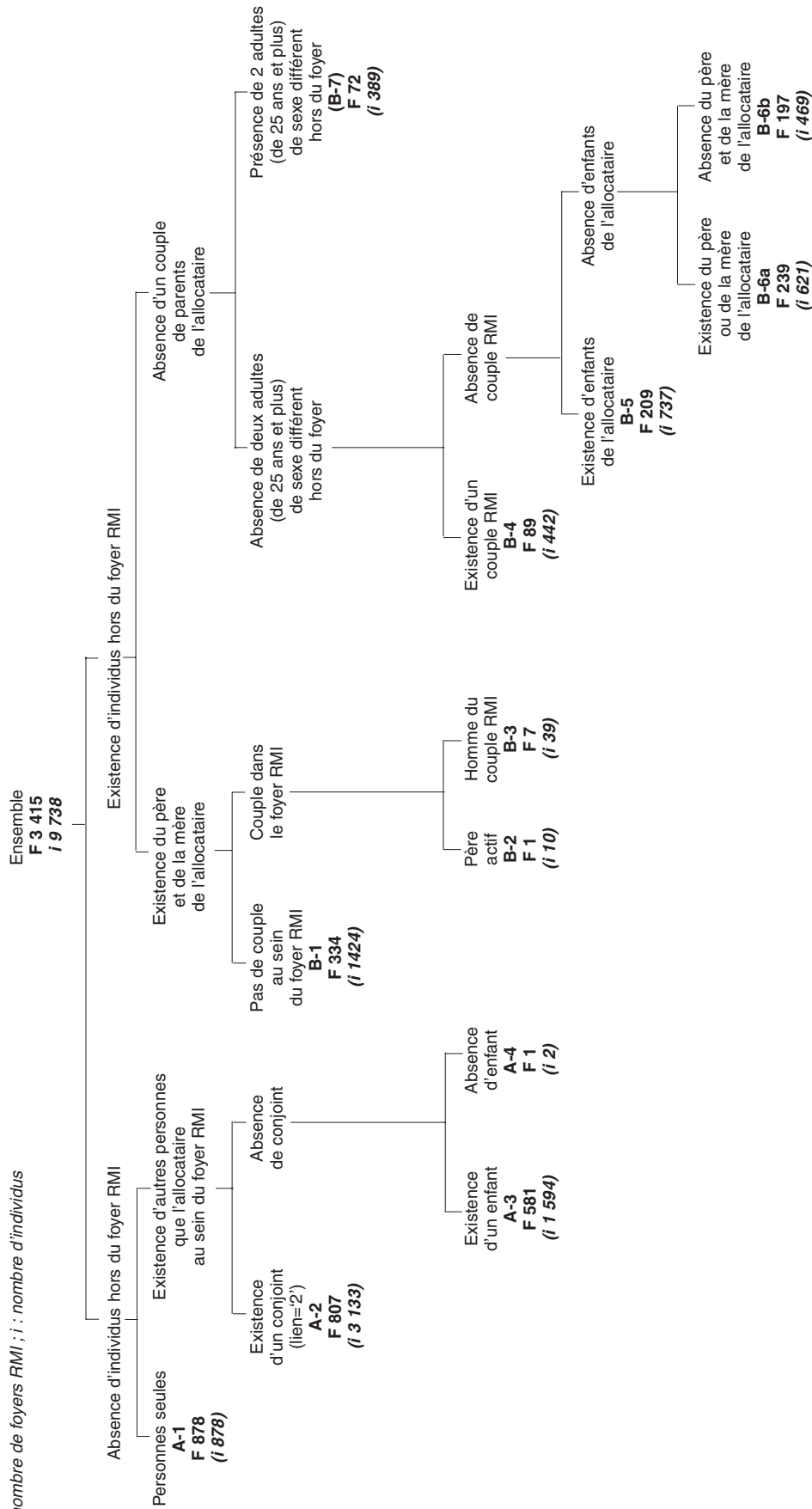
- 10 : personnes seules (taille du ménage = 1, *PR*) ;
- 2X : ménages complexes,
 - 21 : ménages comportant au moins trois générations :
 - soit les parents et les enfants de l'allocataire,
 - soit les enfants et les petits enfants de l'allocataire ;
 - 22 : autres ménages comportant au moins 1 enfant de l'allocataire ;
 - 23 : autres ménages comportant au moins 1 parent (père ou mère) de l'allocataire ;
 - 24 : autres ménages complexes ;
- 30 : famille monoparentale (taille du ménage = 1 + enfants de *PR*) ;
- 40 : couple sans enfant (taille du ménage = 2, *PR* et *CJ*) ;
- 50 : couple avec enfant(s) (taille du ménage = 2 + enfants de *PR* ou de *CJ*).

On insistera sur le fait que la modalité '2' regroupe entre autres tous les ménages composés d'au moins trois générations.

3. L'enquête *Emploi* retient une nomenclature différente, la modalité de *tymen90* correspondant alors aux ménages de plus d'une personne sans lien familial.

Du foyer RMI au ménage Insee, situations rencontrées en décembre 1997 du stock des allocataires du RMI au 31 décembre 1996

F : nombre de foyers RMI ; i : nombre d'individus



Lecture : on dispose de 3 415 foyers RMI (F 3 415) et 9 738 individus (i 9 738), dont il s'agit de retrouver la personne de référence de leur ménage à partir du tableau de composition qui a été obtenu en fonction du lien avec l'allocataire du RMI. 878 foyers (cas A-1) ne comportent aucune autre personne hors du foyer du RMI, ni aucune autre personne dans le foyer du RMI autre que l'allocataire du RMI. Dans ce cas – le plus simple – l'allocataire est aussi la personne de référence du ménage.

Source : enquête Sortants du RMI, vague 2, Insee.

**LES ALLOCATAIRES DU RMI DANS LES ENQUÊTES
EMPLOI DE MARS 1997 ET MARS 1998**

Tableau A
Le type de ménage de l'ensemble des personnes enquêtées

En %

	Enquête <i>Emploi</i> mars 1997	Enquête <i>Emploi</i> mars 1998
Personne seule	30,0	30,2
Ménage complexe	3,8	3,5
Famille monoparentale	6,6	6,8
Couple sans enfant	25,8	26,2
Couple avec enfants	33,8	33,2
Ensemble	100,0	100,0

Sources : enquêtes *Emploi mars 1997 et mars 1998*, Insee.

Tableau B
**Le type de ménage selon la perception ou non du RMI
dans les enquêtes *Emploi* de mars 1997 et mars 1998**

En %

	Enquête <i>Emploi</i> mars 1997		Enquête <i>Emploi</i> mars 1998	
	Perception du RMI au mois de mars	Non	Perception du RMI au mois de mars	Non
Personne seule	26,5	30,1	26,5	30,2
Ménage complexe	9,7	3,7	8,6	3,4
Famille monoparentale	26,2	6,2	27,3	6,4
Couple sans enfant	6,9	26,2	6,5	26,7
Couple avec enfants	30,7	33,9	31,1	33,3
Ensemble	100,0	100,0	100,0	100,0

Sources : enquêtes *Emploi mars 1997 et mars 1998*, Insee.

Processus d'entrée dans le dispositif du RMI et modalités d'insertion

Valérie Cohen et Brigitte Larguèze*

L'analyse des biographies est pour le sociologue un instrument privilégié pour étudier la réalisation du double objectif qui avait été assigné au RMI : assurer un minimum vital préservant ses allocataires de l'exclusion sociale, tout en favorisant leur réinsertion dans des formes d'emploi non précaires.

L'analyse de 34 trajectoires sociales d'allocataires montre que le RMI ne joue pleinement son rôle que pour des personnes bénéficiant déjà de ressources matérielles, d'un réseau relationnel et d'un certain niveau de formation avant leur entrée dans le dispositif. Ainsi, il permet à des jeunes diplômés issus de milieux modestes de se consacrer à la recherche d'un premier emploi en rapport avec leur formation. Il aide également des travailleurs indépendants à se réinsérer sur le marché de l'emploi.

Dans le cas d'un déficit de formation ou de relations, le RMI se conjugue aux revenus tirés d'emplois précaires ou du chômage, ou bien joue le rôle d'un soutien permettant de tenir entre deux formes d'emplois temporaires. Ne permettant guère d'ajourner la vulnérabilité professionnelle, il s'inscrit dans un ensemble de dispositifs qui fonctionnent à la périphérie du salariat. C'est le cas des jeunes en situation précaire, ou des mères de famille faiblement diplômées.

Certaines catégories de population, enfin, cumulent les difficultés : une mauvaise santé, la perte des liens avec le monde du travail se conjuguent avec un fort isolement social. Le soutien financier apporté par le RMI ne constitue souvent alors qu'une faible prestation permettant d'attendre de bénéficier d'un autre minimum social (allocation adulte handicapé, minimum vieillesse etc.).

** Valérie Cohen est ATER en sociologie à l'université d'Évry et Brigitte Larguèze est ATER en sociologie de l'éducation à l'IUFM de Créteil.*

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

Les allocataires du RMI ne forment pas un groupe social, mais une catégorie particulière de situation (1), qui a correspondu à l'émergence de situations inédites et au constat que les couvertures sociales traditionnelles de l'assistance et de l'assurance n'étaient plus en mesure de faire face à ces nouvelles donnes (2). Celles-ci ont été désignées au début des années 80 par les termes de « nouvelle pauvreté » et « d'exclusion sociale » (Fassin, 1996) (3). Ces notions se sont imposées pour marquer la différence avec la pauvreté traditionnelle caractérisée par de faibles revenus ne permettant pas des conditions de vie décentes autant sur le plan de l'alimentation que sur celui du logement. La distinction entre ces deux formes de pauvreté ne repose pas seulement sur des différences de population, mais également sur des différences de logiques conduisant à ces situations. Deux évolutions structurelles ont été soulignées (Castel, 1995 ; Paugam, 1993). La première concerne la dégradation de l'emploi qui se manifeste par l'augmentation du chômage, l'allongement de sa durée, la diversification de son public (Demazière, 1991), et par une précarisation du salariat. La deuxième renvoie à l'instabilité et à la diversification des formes familiales et aux transformations des solidarités locales (4). Ces transformations de la problématique de l'emploi et de l'insertion relationnelle constituent donc les paramètres à partir desquels les allocataires du RMI sont le plus souvent appréhendés (5).

Ce cadre étant établi, nous avons voulu étudier de plus près le passage dans le dispositif afin de saisir non seulement les processus concourant à l'inscription au RMI, mais également les modalités d'insertion qui y sont développées. C'est donc un moment particulier qui a été étudié à partir de l'analyse de 34 trajectoires sociales d'allocataires du RMI, axées sur le récit des épisodes familiaux, scolaires, professionnels, conjugaux, précédant et entourant l'entrée dans le dispositif. Ces informations ont été recueillies lors d'entretiens avec des allocataires du RMI (qui l'étaient au moment de l'entretien ou dans un passé proche) complémentaires à l'enquête RMI (cf. encadré 1).

Si les trajectoires sociales constituent un moyen privilégié pour appréhender le passage dans le dispositif, c'est qu'elles permettent, d'une part, d'observer les points de basculement et, d'autre part, de les analyser à la lumière des parcours antérieurs. Replacer l'entrée dans le

dispositif à partir de la trajectoire des individus met en effet en relief un déroulement biographique qui se décline à la fois comme un enchaînement d'étapes conduisant à devenir bénéficiaire du RMI et comme un agencement complexe d'éléments interférant dans l'inscription au RMI. À travers ces parcours, on peut ainsi étudier non seulement les dynamiques particulières à chaque biographie, mais également la manière dont les données globales et structurelles se cristallisent au sein de chaque parcours individuel. Ces trajectoires mettent en scène tant des singularités que des logiques sociales plus générales qui dépassent et traversent chaque récit. La transformation de la problématique de l'emploi qui affecte la société française depuis les années 80 et les mécanismes bien connus de reproduction sociale transparaissent dans chacune des trajectoires qui nous ont été livrées. Cependant, ces dynamiques sociétales sont parfois insuffisantes pour rendre compte de certaines formes de fragilité ou d'insertion. Il faut donc puiser dans l'histoire de chaque acteur pour comprendre les mécanismes spécifiques de fragilisation. Si la prise en compte des trajectoires sociales est particulièrement adaptée à ce projet, c'est précisément parce qu'elles constituent un espace d'analyse qui invite à un « va et vient » constant entre régularités et singularités, entre dimension sociale et dimension personnelle.

1. Bertaux (1997) utilise cette expression pour désigner les situations qui « constituent aux yeux de l'administration et/ou du sens commun autant de catégories présentant des caractéristiques spécifiques ».

2. Cette idée est développée dans l'ouvrage de Castel et Laë (1992). Le RMI est un dispositif inédit dans la mesure où il ne relève ni du système de l'assistance, ni de celui de l'assurance ; cependant, dans les faits, il a été en premier lieu utilisé comme un instrument de lutte contre la pauvreté et semble aujourd'hui devenir une troisième composante de la couverture chômage. Ce glissement est, en partie, lié aux différentes restrictions qui ont accompagné les différentes réformes de l'indemnisation du chômage.

3. Mis à part Touraine (1991) et Rosanvallon (1991) qui utilisent la notion d'exclusion, celle-ci, jugée peu scientifique par la plupart des sociologues, a été remplacée par diverses tentatives de désignation : « disqualification » (Paugam, 1991), « désaffiliation » (Castel, 1991), « déliance » (Bolle de Bal, 1994), « désinsertion » (Gaulejac, 1994). On trouve également tout un ensemble de termes qui ne sont pas nécessairement rattachés à des entreprises théoriques, tels que vulnérabilité, fragilité, non intégration, etc.

4. Ces transformations n'ont pas conduit nécessairement à une fragilisation du lien social. Certains travaux montrent en effet que la réalité est plus complexe : Pitrou (1992), Dechaux (1988), Bonvalet, Charles, Le Bras et Maison (1993).

5. Les enquêtes statistiques du Cerc (1993), du Credoc (1991), de l'Insee (1999) fournissent des données qui permettent de juger des facteurs conduisant à entrer ou sortir du dispositif. L'intégration professionnelle et l'insertion relationnelle sont également mesurées.

L'ENQUÊTE COMPLÉMENTAIRE À L'ENQUÊTE RMI

Cette étude qualitative complémentaire est basée sur des entretiens menés auprès d'un sous-échantillon d'allocataires du RMI (qui l'étaient au moment de l'entretien ou dans un passé proche) ayant répondu à l'enquête RMI. Elle a comporté deux phases successives.

La première, réalisée en octobre 1997, a concerné 14 personnes résidant en région parisienne et faisait figure d'enquête exploratoire. Elle avait permis d'esquisser un classement des bénéficiaires du RMI en présentant à la fois des catégories et des logiques sociales conduisant à devenir allocataire du RMI (Larguèze, 1997).

Les allocataires se distinguaient en fonction de leur durée de séjour dans le dispositif et de leur éloignement du marché de l'emploi. L'âge constituait le critère principal permettant de distinguer ces deux niveaux d'inscription. En revanche, les formes que recouvraient ces situations de fragilité étaient étroitement liées au niveau de diplôme qui, en s'associant à un ensemble de caractéristiques objectives (l'origine sociale, l'âge, le capital social, culturel et économique) permettait alors de définir quatre sous-ensembles : les « fragiles diplômés », les « fragiles faiblement diplômés », les « transitoires diplômés » et les « transitoires faiblement diplômés ». Ces catégories renvoyaient à des trajectoires qui, bien que singulières, comportaient un ensemble de caractéristiques communes quant aux processus de vulnérabilisation et d'insertion. La taille de l'échantillon ainsi que son caractère aléatoire ne permettait pas, cependant, de dégager des résultats synthétiques.

La deuxième enquête (Cohen et Larguèze, 1999), réalisée en décembre 1998 auprès de 20 allocataires (1), avait pour objectif de vérifier la pertinence de ces catégories et de préciser les logiques associées à ces modes d'inscription. À la différence du rapport de recherche, nous avons tenu dans le cadre de cet article à présenter les allocataires à partir des processus qui concourent à l'entrée dans le dispositif. Ce procédé permet d'apprécier plus finement la complexité des éléments à prendre en compte dans le passage au RMI.

La conduite des 34 entretiens a été centrée sur le déroulement biographique : l'histoire familiale, l'itinéraire scolaire, la trajectoire professionnelle, la situation actuelle de l'allocataire avec un retour sur l'entrée dans le dispositif RMI et éventuellement sa sortie du dispositif, son réseau de sociabilité, sa mobilisation ou sa démobilité face à la recherche d'un emploi et sa perception de l'avenir.

L'étude du *corpus* ainsi recueilli s'est centrée sur quatre axes principaux : le milieu social d'origine, la trajectoire scolaire, la trajectoire professionnelle et l'insertion relationnelle, qui ont été mis en relation avec le processus d'inscription dans le dispositif du RMI et les conditions de sortie.

Les apports de l'approche biographique et de l'analyse secondaire comme démarche complémentaire ont été validés à plusieurs reprises dans le cadre de différentes enquêtes statistiques (Battagliola *et al.*, 1991 ; Courgeau, 1994 ; Verger, 1994) et participent d'un enrichissement réciproque. Face à une réalité sociale évidemment complexe, cette complémentarité prend en compte les singularités des parcours individuels derrière les réalités statistiques. Ainsi, le recueil du point de vue des personnes et de l'interprétation qu'elles livrent de leur cheminement et de leurs conditions d'existence fournit des éléments subjectifs qui ne peuvent être appréhendés en dehors de l'entretien biographique. Ceux-ci sont particulièrement précieux dans le cas des trajectoires atypiques (notamment pour l'enchaînement des situations avec leur imbrication de causes et conséquences) ou concernant la dynamique des interactions conjugales et des solidarités inter-générationnelles.

Concernant le recueil des entretiens, la qualité des données a été de nature inégale. Tandis que certains entretiens ne présentent qu'un ensemble de données factuelles et souvent lacunaires, d'autres relèvent du véritable récit de vie. Les personnes qui se sont le mieux racontées sont celles qui sont les plus diplômées et/ou qui sont dans une situation de déclassement social. L'acquisition de titres scolaires et le fait d'avoir connu d'autres positions sociales que celle de dominé facilitent une posture réflexive ainsi que le récit coordonné de son existence sociale. Le discours de ces acteurs désigne les événements qui prennent sens dans leur trajectoire et qui concourent à les définir. Ceux qui ne possèdent pas les outils permettant cette posture réflexive s'en sont tenus à de brèves réponses factuelles. Le récit des épisodes familiaux, conjugaux, scolaires, professionnels s'est dans ce cas enchaîné sans fil conducteur et devait être sans cesse impulsé par l'enquêteur.

Les entretiens qui ont posé problème tant par le caractère fragmentaire des renseignements que par le lachisme des réponses, sont le fait de personnes en marge du salariat depuis plus ou moins longtemps, certaines depuis plus de 10 ans. Cette marginalisation est vécue comme un stigmate social et génère inhibition et mutisme, attitude qui fonctionne aussi comme une forme d'auto-défense des plus dominés dans le champ social (Bourdieu, 1993). Ces entretiens difficiles sont pourtant en soi riches d'enseignement et méritent que l'on prenne le temps de réfléchir sur la manière de recueillir le discours des plus exclus.

1. Parmi les 20 entretiens, 5 personnes résident en région parisienne, 8 en région Rhône-Alpes et 7 en région Nord Pas-de-Calais. Concernant l'âge, le sexe et le niveau de diplôme, on a recherché une certaine équirépartition de l'échantillon total. Ce dernier comporte en effet 16 femmes et 18 hommes. 16 personnes ont moins de 35 ans tandis que 18 personnes ont plus de 35 ans. 10 allocataires sont titulaires d'un baccalauréat, 12 d'un CAP ou BEP et 12 n'ont aucun diplôme. 19 personnes résident à Paris ou en région parisienne, 15 personnes en province.

Cette période entourant l'entrée dans le dispositif a ainsi été envisagée comme la résultante d'un déroulement spécifique et plus justement d'un processus (6) – concentrant une suite d'épisodes et une combinaison particulière d'éléments – qui s'inscrit à la fois dans un contexte social et dans des histoires singulières. Pour construire ces processus, nous avons procédé à l'analyse approfondie de chaque trajectoire. Chacune a été appréhendée comme une étude de cas et constitue un support de réflexion à partir duquel on a cherché à repérer des processus d'entrée au RMI.

Au terme de cette approche systématique, cinq processus se sont dégagés. Les quatre premiers correspondent à des parcours sociaux spécifiques. On distingue ainsi l'entrée au RMI des jeunes diplômés, des jeunes en situation précaire, des femmes retournant sur le marché de l'emploi et des intérimaires vieillissants. Le dernier processus concerne des ruptures biographiques liées à des accidents de parcours. Les caractéristiques des allocataires dont les trajectoires ont permis de bâtir ces cinq parcours présentent par ailleurs une certaine homogénéité en fonction des processus (cf. encadré 2). Il est d'ailleurs intéressant de constater qu'une approche strictement statistique, par analyse des données (sur la totalité de l'échantillon de l'enquête *RMI*) conduite à une typologie assez similaire (Afsa, 2000).

À défaut de pouvoir évoquer chaque histoire recueillie, ce sont des parcours traduisant des manières spécifiques de passage dans le dis-

positif qui sont présentés. Cependant, les synthèses de trajectoires singulières ne sont jamais satisfaisantes car, tout en mettant en relief l'agencement des éléments essentiels, elles masquent des facteurs qui ne peuvent se prêter à un niveau de généralisation et sont, par conséquent, gommés. Or, dans certains cas, ce sont ces données qui apparaissent déterminantes. Aussi, pour apprécier la diversité et la complexité de ces processus, nous avons tenu à présenter quelques études de cas.

Processus d'entrée au RMI des jeunes adultes

L'insertion professionnelle des jeunes a fait l'objet de nombreuses études depuis ces 20 dernières années qui n'ont cessé de souligner surtout les difficultés d'accès au premier emploi. Ces modifications d'intégration professionnelle ont eu pour effet d'allonger (Galland, 1985) et de complexifier (Drancourt, 1991) les parcours d'insertion. La transition vers l'âge adulte marquée par plusieurs passages – la fin des études et l'acquisition d'un emploi stable, le départ du foyer familial et la constitution d'un nouveau foyer – dessinent aujourd'hui une étape intermédiaire qui n'a pas la même dynamique selon les itinéraires antérieurs et le sens conféré aux trajectoires professionnelles.

6. L'explication d'un phénomène en termes de processus implique une suite continue d'événements (avec un début et une fin comparable) se reproduisant avec une certaine régularité et dont on peut suivre l'évolution et les étapes successives.

Encadré 2

CARACTÉRISTIQUES DES ALLOCATAIRES EN FONCTION DES PROCESSUS

Le processus concernant les jeunes diplômés repose sur l'analyse de cinq trajectoires : une femme et quatre hommes âgés de 26 à 30 ans, de niveau allant de Bac + 2 à Bac + 5.

Le processus d'entrée au RMI des jeunes en situation précaire s'appuie sur cinq trajectoires : trois femmes et deux hommes âgés de 25 à 32 ans, sans diplôme ou titulaire d'un CAP.

Le processus concernant les femmes ayant des enfants se fonde sur l'analyse des trajectoires de sept femmes : quatre sont d'origine maghrébine et sont âgées de 24 à 32 ans, trois sont âgées de 43 à 56 ans. Une seule possède un BEP.

Le processus concernant les hommes intérimaires se base sur l'analyse des trajectoires de trois hommes, âgés de 45 à 56 ans, non diplômés ou titulaire d'un CAP.

Le processus concernant les personnes présentant des ruptures biographiques faisant suite à des accidents de parcours repose sur l'analyse de quatorze trajectoires : cinq femmes et neuf hommes âgées de 31 à 64 ans. Une personne (un homme) n'a aucun diplôme, huit personnes (trois femmes et cinq hommes) sont titulaires d'un CAP ou d'un BEP, cinq personnes (trois hommes et deux femmes) sont de niveau allant du Bac au doctorat.

La plupart des jeunes interrogés dans le cadre de cette enquête s'inscrivent au RMI à la date anniversaire de leur 25 ans. Cependant, une nette démarcation se profile entre ceux qui ont acquis des titres scolaires et dont le projet familial est orienté vers une trajectoire ascendante et ceux dont la carrière scolaire s'est soldée par un abandon en fin de 3^e ou par une relégation en filière professionnelle courte. Cette ligne de partage entre ces deux types de trajectoire renvoie à des dynamiques différentes d'inscription au RMI.

Le RMI comme partie prenante d'un projet d'insertion

Le premier processus d'entrée au RMI mis en évidence par l'analyse des trajectoires est celui concernant les jeunes diplômés. En dépit d'histoires singulières, ces derniers offrent un certain nombre de caractéristiques communes, qu'il s'agisse de facteurs socio-démographiques (âge, célibat, hébergement dans la famille) ou du sens de leur trajectoire.

Ces personnes viennent d'un milieu familial stable, les trajectoires professionnelles des pères sont ascendantes et se caractérisent aussi par une grande stabilité. Ceux qui se sont le plus élevés dans la hiérarchie de leur entreprise sont aussi ceux qui avaient été le plus loin dans le cursus scolaire (jusqu'au bac). À l'inverse, les mères n'ont aucun diplôme et certaines d'entre elles, d'origine étrangère, sont analphabètes. Lorsqu'elles ont eu une activité professionnelle, leur emploi était peu qualifié : femme de ménage, assistante maternelle, couturière.

Malgré le décalage de formation entre le père et la mère, ces familles se distinguent par un investissement marqué dans la carrière scolaire des enfants. Si l'on prend en considération les cursus scolaires de l'ensemble de la fratrie, la plupart des frères et sœurs ont suivi aussi des formations initiales longues et couronnées de succès.

Ces jeunes ont eu une trajectoire scolaire plutôt fluide, tournée vers l'obtention de titres conséquents : bac C ou D, études de droit, de sciences naturelles, de gestion. Encouragées par les parents, ces études ont pu également s'inscrire dans la durée grâce à des bourses pourvoyant aux besoins des intéressés. Le cumul de diplômes (7) ici observé peut se

comprendre comme une assurance supplémentaire contre les aléas du devenir professionnel.

Assurées par leur titres scolaires, ces personnes sont arrivées confiantes sur le marché du travail. Mais dans le contexte économique actuel, la compétition entre candidats n'est pas seulement basée sur la possession de titres scolaires. Pour ces jeunes diplômés d'origine modeste, l'absence de supports relationnels facilitant l'accès aux univers professionnels convoités, représente un handicap important qui, tout en retardant l'obtention du premier emploi, engendre des stratégies visant à contourner ou à compenser ce handicap initial.

La recherche d'emploi est alors considérée comme l'équivalent d'un véritable travail en termes de temps, d'investissement, de mobilisation relationnelle et d'acquisition d'un savoir-faire. Dans cette période intensive de recherche d'emploi qui suit l'obtention du diplôme, il leur est difficile de concilier une activité rémunérée « alimentaire » et l'importante disponibilité que demande cette recherche. Aussi, la perception du RMI, couplée avec l'hébergement en milieu familial, fait office de nouvelle bourse permettant de tenir le temps d'atteindre le but fixé.

L'instrumentalisation de ce minima social s'inscrit donc dans un véritable projet d'insertion. La justification de ce contrat par un souci d'intégration professionnelle écarte les sentiments de honte ou d'humiliation souvent associés à l'entrée dans l'assistantat. Et même après plusieurs mois de recherches infructueuses, ces jeunes ne se résignent pas à accepter un emploi déqualifié qui leur permettrait pourtant d'échapper au statut d'assisté.

C'est parce qu'ils se sont investis dans leur carrière scolaire et que leurs familles ont misé sur ce devenir social, qu'ils persévèrent dans la quête d'une profession et du statut espéré. Les stratégies déployées sont diverses : inscription dans des associations de recherche d'emploi, contacts avec les réseaux d'anciens élèves, constitution d'un carnet d'adresses, préparation aux concours de la Fonction publique ou

7. Diplôme de l'École des cadres suivi d'un diplôme d'études comptables et financières (DECF), double maîtrise de droit et de sciences politiques puis DEA de droit associé à de nombreux stages professionnels, DUT en génie électrique et informatique industriels complété par un diplôme d'ingénieur, DEUG de sciences naturelles suivi d'un DUT technico-commercial.

LE RMI, UNE ÉTAPE TRANSITOIRE CONSACRÉE À LA RECHERCHE D'UN PREMIER EMPLOI QUALIFIÉ

Thierry, 27 ans, est l'aîné d'une famille de quatre enfants. Les parents sont issus du milieu paysan où ils ont commencé à travailler très jeunes aux travaux de la ferme. Leur installation en zone urbaine coïncide avec la naissance des enfants. Le père est ouvrier depuis vingt ans dans une fabrique d'aliments pour animaux. La mère ne travaille plus mais faisait autrefois des ménages et des gardes d'enfants. L'attention entourant le travail scolaire a été constante et une place centrale lui était accordée même si les parents n'avaient pas les compétences pour une aide plus conséquente. Thierry fait remarquer que ce n'était pas non plus « *une obsession* » mais que c'était « *naturel* ». Cela se traduisait par un soutien affectif autant que matériel. « *Nos parents nous ont toujours soutenu* » résume Thierry, et cet appui a été bénéfique à toute la fratrie puisque le frère cadet a fait un DUT de gestion des entreprises et des administrations, puis un diplôme de comptabilité, et travaille actuellement dans une banque. L'autre frère a obtenu un DUT en génie civil et exerce dans un bureau d'études. La petite sœur est en terminale S.

Thierry a toujours été un bon élève. Il dit avoir aimé apprendre et aimé l'école. Classé parmi les premiers, il se retrouve également dans les meilleures classes du collège et du lycée. Il est orienté « *naturellement* » en première S et obtient un Bac C. Thierry n'a pas eu de mention mais possède un très bon dossier, ce qui lui permet de pouvoir choisir entre plusieurs formations : informatique, génie civil ou génie mécanique.

Pourtant Thierry n'exploite pas les possibilités que lui offrent ses bons résultats. Il a comme intériorisé les schémas du classement social et ne « s'autorise » pas, par exemple, à s'inscrire en classes préparatoires aux grandes écoles. Un tel cursus lui auraient pourtant assuré un parcours d'excellence plus affirmé. Il choisit de suivre la filière IUT et obtient un DUT en génie électrique, informatique industrielle. Sorti parmi les premiers de sa promotion, il a la possibilité – réservée aux meilleurs étudiants – de poursuivre sa formation en école d'ingénieurs. Et là encore, Thierry s'auto-limite en fixant son choix sur une école de moindre importance. Ce sera le Centre universitaire des Sciences et techniques (CUST) plutôt que l'Institut national des sciences appliquées (INSA). Il analyse *a posteriori* cette attitude comme « un manque de confiance » et reconnaît que le prestige lié au diplôme de l'INSA aurait été un atout non négligeable dans sa recherche d'emploi même si, en réalité, ces deux formations sont équivalentes.

Après avoir obtenu son diplôme d'ingénieur, Thierry demande à effectuer le service militaire en tant que scientifique du contingent, mais l'institution militaire choisit de l'intégrer dans un commando de l'armée de l'air. À l'armée succède la recherche d'un premier emploi que Thierry entreprend avec confiance.

Mais cette confiance décroît au fur et à mesure que s'allonge démesurément une période d'attente qui va durer deux ans. La première année, Thierry effectue ces recherches seul, en suivant les démarches habituelles. Dans le même temps, ne voulant pas représenter une charge financière trop importante pour ses parents, il occupe des postes non qualifiés en intérim. Les relations entretenues avec les associations d'anciens élèves, celles de l'IUT et du CUST, ne suffisent pas alors à suppléer à l'absence de capital social initial.

Au terme de cette première année de recherches infructueuses, il réalise qu'il est dans une impasse et se laisse gagner par le pessimisme. Sur le conseil de sa mère, il décide de s'inscrire dans le dispositif RMI, ce qui lui permettra de se consacrer à temps plein à la recherche d'un emploi.

C'est dans ce deuxième temps que Thierry a rejoint plusieurs cercles de jeunes diplômés à la recherche d'un emploi qui lui apportent une aide précieuse (logistique, contacts et relations). Il fréquente alors avec assiduité une association créée par un ancien consultant en recrutement désormais à la retraite. Celui-ci met son carnet d'adresses à la disposition des jeunes postulants et les initie aux techniques permettant de valoriser au mieux leur potentiel personnel et professionnel. Au cours d'une opération de parrainage élaborée par l'ANPE et le Conseil Général, le directeur du Conservatoire national des arts et métiers (CNAM) de Saint-Étienne lui est octroyé comme parrain. Celui-ci le présente par la suite à l'ancien consultant. Des rencontres sont régulièrement organisées avec des dirigeants d'entreprise de la région et parallèlement, Thierry enchaîne les entretiens, n'hésitant pas pour cela à se déplacer à l'autre bout de la France.

Paradoxalement, c'est une entreprise pressentie au tout début de sa recherche d'emploi qui le contacte à nouveau deux ans plus tard pour lui proposer un contrat à durée indéterminée. *A posteriori*, il lui semble que c'est surtout parce que ce secteur de l'informatique, après une dépression importante, connaît un redémarrage lié notamment à la mise en place de l'euro et au « *bug* » de l'an 2000, que les perspectives d'emploi sont meilleures. Malgré tout, Thierry pense que c'est finalement grâce à cette association – précédemment décrite – qui, par son soutien moral, lui a permis de garder courage et de conserver tous ses atouts, que son entretien d'embauche a eu une issue positive.

inscription à des formations enrichissant les diplômés initiaux, missions qualifiantes d'intérim, recherche systématique et ordonnée d'un emploi. Le RMI est un temps libéré et légitimé par ces différentes activités.

Cette démarche d'inscription au RMI prend également sens au regard des échanges familiaux, des règles de réciprocité et d'un désir d'indépendance financière minimale. Puisque l'impossibilité de pouvoir assumer les charges d'un loyer contraint ces jeunes à demeurer au domicile familial, il s'agit de s'autoriser à allonger cette période transitoire sans nourrir une trop forte culpabilité à l'égard de ceux qui ont aidé activement à leur succès scolaire.

Dans leur cas, si le passage au RMI traduit une des formes de la vulnérabilité contemporaine, il ne s'apparente pas pour autant à un processus de désaffiliation (8). L'inscription dans le dispositif renvoie très nettement à une logique d'intégration aussi bien professionnelle que relationnelle. Concernant l'accès à l'emploi, tous – au moment de l'entretien – avaient quitté le dispositif. Au terme d'une année de recherche intensive d'un emploi, certains venaient d'être embauchés en contrat à durée indéterminée sur un poste correspondant à leur attente. D'autres avaient obtenu des emplois qualifiés mais en CDD.

Ces contrats à durée déterminée sont cependant appréhendés de façon positive puisqu'ils leur permettent de justifier d'une expérience professionnelle et d'acquérir des compétences. Le commentaire de l'un d'entre eux qui venait d'être reçu au concours de la Chancellerie résume bien ce que le RMI signifie pour ce type de parcours : « *Le RMI peut permettre de se préparer à intégrer le monde du travail tout en ayant le souci financier en moins pendant quelques temps. Ce n'est pas la panacée mais ça permet de tenir surtout quant on prépare des concours* ».

Ceux qui ont trouvé une situation professionnelle stable quittent le foyer familial tandis que ceux dont elle est plus précaire ne s'autorisent pas à s'affranchir des supports parentaux avant d'obtenir des garanties salariales. Ils avouent en effet préférer les contraintes de l'hébergement familial aux astreintes d'un loyer qui pourrait les acculer à accepter n'importe quel emploi et les détourner ainsi de leur trajectoire. Pour certains, ce pragmatisme les conduit à reporter les échéances classiques du calendrier social des jeunes adultes (ren-

contre amoureuse, vie en couple, indépendance). Bien que ne disposant pas de ressources importantes, les familles jouent le rôle d'un filet de sécurité. L'ancrage familial se conjugue par ailleurs à une sociabilité amicale qui est entretenue tout au long de cette période transitoire.

Au regard de ces trajectoires, le RMI paraît remplir pleinement le rôle d'insertion qui lui est conféré. Cependant, la dynamique qui le caractérise relève avant tout d'une construction antérieure, élaborée lors de l'itinéraire scolaire, dans un cadre familial orienté vers des stratégies d'ascension sociale. Le RMI ne représente, en ce sens, qu'un outil parmi d'autres, confortant leur intégration professionnelle.

Le niveau de diplôme est en partie corrélé à l'orientation de ces trajectoires. Les moins diplômés ne s'inscrivent pas au RMI pour les mêmes raisons et ne développent pas non plus les mêmes modes d'insertion. Cependant, c'est moins le titre scolaire que le déroulement de la trajectoire scolaire, l'assurance en son devenir et l'environnement familial qui semblent ici intervenir. La biographie de Thierry est une bonne illustration de ce processus (cf. encadré 3).

Le RMI ou la difficile insertion des jeunes faiblement diplômés

Un autre processus d'entrée au RMI se réfère aux trajectoires de jeunes en situation précaire pour qui l'inscription au RMI fait suite à un parcours scolaire chaotique et à une entrée difficile dans le monde du travail. Ces itinéraires renvoient aux conclusions d'autres études concernant la laborieuse intégration professionnelle d'une partie de la jeunesse des classes populaires (Pialoux et Beaud, 1999).

Vingt ans auparavant, ces jeunes auraient sans doute suivi le chemin de l'usine. Ils se retrouvent aujourd'hui confinés à la périphérie du salariat, dans des emplois précaires ou encore dans d'interminables formations dont le lien

8. La désaffiliation sociale est un concept élaboré par Robert Castel (1995) pour rendre compte des processus de fragilisation qui se développent dans la société contemporaine. La désaffiliation résulte d'une dynamique de vulnérabilité à la fois économique et relationnelle liée aux transformations du pouvoir intégrateur de la société salariale.

LA DIFFICILE INSCRIPTION PROFESSIONNELLE D'UNE JEUNE OUVRIÈRE

Parmi les jeunes en situation précaire interrogés, les jeunes femmes offrent des similitudes dans le déroulement de leur itinéraire scolaire et professionnel, mais également en matière d'ancrage relationnel. L'une d'entre elles, Sophie, âgée de 28 ans, présente une sorte d'idéal-type de toutes ces trajectoires de jeunes peu qualifiés, résidant dans un bassin d'emploi aux industries sinistrées et qui sont placés en situation d'attente à la sortie de l'école.

Sophie habite dans une ville de la région Rhône-Alpes depuis sa naissance et réside toujours dans la même HLM où ses parents ont emménagé il y a 26 ans. Le père de Sophie, décédé en 1992, à l'âge de 60 ans, était chauffeur-livreur. Sa mère, qui a 57 ans, n'a jamais travaillé. Depuis 1990, elle souffre de plusieurs handicaps (paralysie du côté gauche, diabète, ulcère). Elle perçoit l'allocation adulte handicapé.

Sophie a redoublé deux classes, le cours élémentaire 2 et la 6^e. Elle se présente comme une élève n'ayant pas été « *très sérieuse* » et ne faisant pas « *assez attention* ». En fin de 5^e, elle est orientée vers un CAP d'habillement qu'elle passe moins par conviction que parce que l'économie de sa ville est basée sur l'industrie textile et qu'il est dans l'ordre des choses, si l'on peut dire, que les jeunes filles d'origine populaire et à scolarité médiocre soient orientées vers ce secteur professionnel.

En 1988, à 18 ans, elle est titulaire d'un CAP, mais ne sait pas « *quoi faire* ». Elle prend contact avec la permanence d'accueil, d'information et d'orientation (PAIO) de sa ville et dit avoir fait « *comme tout le monde* », c'est-à-dire, comme ses sœurs et ses « *copines* ». Elle accepte « *en attendant* », les deux TUC de six mois (l'un comme surveillante de cantine, l'autre comme aide maquettiste pour l'architecte de la mairie) qui lui sont proposés.

Après ces deux TUC, ce sera une année entière de chômage où elle touche une indemnité à peu près équivalente à son revenu précédent. Elle se rend régulièrement à l'ANPE et repère un stage d'insertion à la vie professionnelle (SIVP) de pliage-repassage en bonneterie qu'elle envisage comme une formation complémentaire à son CAP. Cependant, Sophie confie n'avoir jamais véritablement désiré travailler dans ce secteur d'activité. Aussi, à la suite de ce stage, elle aurait aimé qu'une formation différente lui soit proposée à la PAIO : « *c'était pour voir si on pouvait changer, j'avais demandé vente* ».

Mais cette formation n'est pas proposée par cette structure et Sophie accepte, une fois encore, une autre sorte d'emploi aidé, une Préparation active avec qualification à l'emploi (PAQ) de pliage en bonneterie avec aide à la recherche d'emploi. Ce stage n'ayant pas

débouché sur un emploi, elle dépose, en 1994, une nouvelle demande de formation à l'AFPA en surjetage qu'elle justifie comme un « *moyen de s'améliorer* ».

Dans une industrie textile localement vouée à une proche disparition, cette succession de stages et de formations – visant, paradoxalement, à la qualifier toujours plus pour un profil de poste n'existant potentiellement pas – apparaît bien comme la seule alternative au chômage. Sophie finit par en avoir conscience et sa lassitude est le corollaire de cette impression déprimante d'être victime d'une politique d'insertion aux mesures palliatives inefficaces. Aussi, après cette dernière formation, alors qu'elle vient d'avoir 25 ans, elle préfère déposer une demande de RMI.

Cette entrée dans le dispositif impulse une nouvelle dynamique et se double d'une inscription dans une agence d'intérim dévolue à l'insertion professionnelle des personnes allocataires du RMI. C'est par ce biais, qu'elle obtient plusieurs missions d'intérim dans le textile où elle peut enfin mettre en pratique ses compétences.

Cependant, les deux plus longues missions, de trois mois chacune, se déroulent dans une chocolaterie où elle emballe des chocolats. Celles-ci correspondent en fait à un emploi saisonnier lié aux fêtes de fin d'année. Depuis son entrée dans le RMI voici maintenant trois ans, Sophie affirme s'être « *stabilisée* » et se sentir plus autonome dans ses choix d'orientation. Son dernier stage correspond à une période où elle ne pouvait ni toucher le RMI, ni percevoir les allocations chômage. Sophie ne se fait plus d'illusion sur ces stages et les accepte aujourd'hui avec moins de « *naïveté* », dit-elle, qu'auparavant.

Enfin, cet équilibre précaire s'appuie sur une solidarité familiale importante. Autour de la mère handicapée, une constellation familiale composite s'est en effet reconstituée. Une sœur, la dernière de la fratrie, qui a eu un premier enfant à 17 ans, partage le domicile familial avec son fils maintenant âgé de 10 ans et un compagnon dont elle a un jeune enfant. Elle ne travaille pas et se consacre à l'éducation des deux enfants. Son compagnon est intérimaire. Les deux sœurs s'épaulent, aidées de la sœur aînée, pour les soins à prodiguer à leur mère paralysée.

Le revenu familial cumule ainsi l'allocation adulte handicapé de la mère, les ressources fluctuantes de Sophie et du compagnon de la sœur. Cette mise en commun de faibles revenus leur permet de faire face aux dépenses fixes (loyer, électricité, chauffage, téléphone) et de réaliser quelques projets, ce qui leur serait impossible si chacun vivait de son côté.

avec l'emploi apparaît souvent improbable (Tanguy, 1986 ; Mary, 1983). À la différence du processus précédent, le passage au RMI ne se présente pas pour ces jeunes comme une étape précédant une inscription assurée dans la société salariale. Il s'apparente plutôt à un revenu de subsistance faisant suite aux stages, aux formations et aux brefs contrats à durée déterminée (CDD). Le RMI s'inscrit dans cet espace d'insertion marqué par une grande vulnérabilité économique. L'enjeu est alors au mieux d'en sortir, au pire d'atténuer les risques résultant d'une situation précaire sur le marché de l'emploi.

Ces jeunes en situation précaire sont issus de la classe ouvrière et se caractérisent par une absence de trajectoire ascendante. Les pères occupaient des emplois peu qualifiés dans l'industrie et les mères étaient, le plus souvent, au foyer après une brève carrière professionnelle comme ouvrière. Les parents ont suivi une scolarité courte et ont travaillé souvent très jeunes.

Les trajectoires scolaires de ces allocataires sont marquées par des redoublements en primaire puis au collège, par l'orientation en filière professionnelle ou le décrochage scolaire. Mise à part l'un des interviewés qui quitte l'école avec un CAP, les autres sortent de l'institution scolaire sans aucun diplôme. Questionnés sur le vécu de leur expérience scolaire, ils ont tous fait état d'un manque d'intérêt pour l'apprentissage scolaire et souvent d'une inappétence marquée. Leur séjour dans cet univers n'a pas non plus été entouré d'une mobilisation familiale ou encore d'un encadrement spécifique pouvant suppléer à la non-compétence des parents.

À la sortie du système scolaire, ces jeunes ont été placés dans une situation d'attente. Ils n'avaient pas de projet ou ne s'autorisaient pas à en formuler. Ils ont navigué alors dans un espace d'insertion au gré des formations offertes par les institutions d'aide à l'emploi et des missions proposées par les agences d'intérim. Les parcours suivis traduisent des tentatives de spécialisation peu concluantes car inscrites dans des secteurs d'activité en déclin.

Les débuts d'entrée dans la vie professionnelle se sont caractérisés par des formations en alternance (BEP, CAP) ou des stages d'insertion dans la vie professionnelle (SIVP) proposés par les groupements d'établissements (Greta) ou les permanences d'accueil,

d'information et d'orientation (PAIO), des emplois aidés (TUC). Ces activités qui ont une faible valeur formatrice – et servent essentiellement à pallier l'absence d'emploi – sont particulièrement nombreuses pour les moins de 25 ans. Cette date anniversaire, qui permet l'entrée dans le dispositif RMI, occasionne un retrait de ces dispositifs. Ceux-ci sont remplacés par des missions d'intérim qui, couplées avec le RMI ou son allocation différentielle, permettent d'assurer un revenu financier minimal.

Leurs parcours se présentent ainsi sous forme de cycles (composés de stages, de formations, de CDD) dans lesquels le RMI tient lieu de soutien. En garantissant un lien entre ces différentes rémunérations, il fait office à la fois de revenu de substitution et de subsistance et constitue, en ce sens, un support de précarité.

Ces cycles ne sont pas pour autant synonymes de désaffiliation et deux modes d'insertion se détachent de l'analyse de ces trajectoires. Le premier consiste à maintenir une liaison entre les différents types d'activités mais également de revenus obtenus. L'inscription dans les agences d'intérim, la recherche de CDD, de stages, les rencontres avec les assistantes sociales et les conseillers d'orientation deviennent, au fil du temps, des balises qui organisent la vie quotidienne. Et c'est grâce à une meilleure connaissance de ces différentes instances que ces jeunes parviennent à maintenir le cap. En ce sens, ils finissent par se stabiliser au sein même de cette précarité. Mais cet équilibre n'est possible que grâce à une forte solidarité familiale dont les échanges ne se limitent pas aux parents mais s'étendent à un réseau familial élargi. Les frères, les sœurs, les oncles, les tantes, mais également les beaux-parents (pour ceux qui vivent en couple) font partie intégrante de ce soutien matériel et affectif. L'importance de ces échanges n'est pas corrélée, en revanche, à un capital économique conséquent, et ce sont avant tout des aides en nature qui sont distribuées. Si ces personnes bénéficient d'une entraide, c'est en raison de leur statut dans le système d'échanges et ce statut est principalement lié à leur jeunesse. Des logiques de réciprocité sont par ailleurs développées comme le soin apporté aux parents vieillissants et concourent à maintenir une certaine forme d'égalité dans ces échanges. L'itinéraire de Sophie présente une forme d'idéal-type de ces parcours de jeunes en situation précaire issus de milieux populaires (cf. encadré 4).

Un second mode d'insertion, sensiblement différent, correspond à un choix tactique de professionnalisation, fruit d'une expérience conséquente dans le labyrinthe de l'insertion (cf. encadré 5 : Stéphane). Là encore, c'est une familiarisation avec les instances d'intégration professionnelle qui aide à construire sa propre orientation. La fréquentation assidue de l'ANPE et la lecture des offres d'emploi induisent une forme de socialisation et finissent par guider le parcours professionnel. Cependant, ces tactiques s'accompagnent souvent d'un projet structurant (dans ce cas précis, une mise en couple) qui favorise la stabilisation salariale.

La reprise d'activité professionnelle des mères de famille

L'insertion professionnelle des allocataires de sexe féminin, d'origine populaire et peu qualifiées présente un processus spécifique d'entrée au RMI. Ces femmes s'inscrivent dans un modèle d'activité professionnelle discontinue où les épisodes familiaux, qu'il s'agisse de la naissance des enfants ou de la situation du conjoint, influent sur leur trajectoire professionnelle.

Encadré 5

STÉPHANE OU COMMENT S'ORIENTER DANS LE DÉDALE DE L'INSERTION

À l'instar de Sophie, la trajectoire de Stéphane se compose de la même succession de formations qui constituent un palliatif à l'absence d'emploi.

Après avoir abandonné le collège professionnel avant l'obtention du BEP mécanique, l'incertitude face à son insertion professionnelle conduit Stéphane à devancer le service militaire puis à s'engager dans l'armée. Mais juste avant la signature du contrat d'engagement, la rencontre d'une jeune fille, alors âgée de 14 ans et demi, le fait dévier de cette carrière par défaut.

Il est alors hébergé par ses futurs beaux-parents et traverse une phase difficile où, sans diplôme et sans expérience professionnelle, toutes ses démarches de recherche d'emploi restent vaines (candidatures spontanées dans les entreprises de la région Nord-Pas-de-Calais et consultation assidue des offres d'emploi de l'ANPE locale).

Par le biais du lycée professionnel où est scolarisée sa fiancée, il trouve une formation rémunérée délivrée par le groupement d'établissements (Greta) pour la préparation d'un CAP maraîcher, qu'il obtient. Il se découvre alors une vocation de maraîcher qu'il aimerait approfondir en préparant un BEP toujours dans le cadre d'un contrat en alternance.

Il est embauché, en contrat d'apprentissage (1), dans la même entreprise pour une durée de deux ans. Cette petite entreprise de maraîchage périclité en cours d'année, le salaire de Stéphane est systématiquement versé en retard et la détérioration de la relation contractuelle contraint Stéphane à démissionner.

Sans revenu et ne pouvant prétendre à des indemnités de chômage, il retourne s'inscrire à l'ANPE où aucune offre d'emploi, ni aucune proposition ne lui seront faites. Aussi s'inscrit-il dans une société d'intérim spécialisée dans les travaux d'entretien et de rénovation chez les particuliers. Les missions intérim durent toute une année et il en profite pour s'installer avec sa compagne, qui attend un enfant.

À la suite de ces activités, il est de nouveau sans emploi et accepte « *parce qu'il n'y avait que ça* », une formation pour la préparation d'un BEP électronique qui sera avant tout une autre façon de percevoir un revenu.

Ce type de palliatif prendra fin avec son entrée dans le dispositif RMI. Bien que lui et sa compagne n'aient pas encore 25 ans, le fait d'avoir un enfant leur permet de bénéficier de cette allocation.

Après cette formation en électronique et parce que le statut de « chef de famille » n'est pas pour lui compatible avec le statut d'assisté, il persévère dans sa recherche d'emploi et la rationalise. La lecture assidue des offres d'emploi l'a mis sur une piste. Constatant l'importance des offres en maçonnerie, il cherche alors à se former dans ce secteur. Par l'intermédiaire d'un « copain » déjà stagiaire, il est informé d'une possibilité de formation pour être maçon et négocie très vite un apprentissage avec une entreprise de maçonnerie. Au terme de cette formation, Stéphane n'obtient pas le CAP mais le stage a été profitable puisque quelques jours après son échec à l'examen, le patron lui propose une embauche définitive.

Bien que Stéphane concentre un ensemble de traits – travailleur, discipliné, capable d'initiatives, respectueux de la hiérarchie – qui le prédisposent à être coopté dans cette entreprise, c'est aussi parce que le départ d'un ouvrier en retraite laisse une place vacante que ce contrat à durée indéterminée lui a été proposé. Il a pu profiter ainsi d'une bonne conjoncture et ne souhaite qu'une chose : rester dans cette entreprise et progresser en passant du statut de manœuvre à celui de maçon.

1. Il n'est pas possible d'enchaîner à la suite deux contrats de qualification. Stéphane s'est efforcé de trouver une autre solution : ce sera un contrat d'apprentissage.

Parmi les mères interrogées, deux types de parcours se distinguent : celui de jeunes femmes issues de l'immigration et celui de femmes plus âgées, françaises et d'origine populaire. En dépit de ces différences d'âge et de cadre culturel, on observe une même logique, non seulement d'interruption de l'activité professionnelle, mais également d'entrée dans le dispositif du RMI.

La difficile inscription professionnelle des jeunes femmes issues de l'immigration maghrébine

Le premier profil concerne des jeunes femmes qui sont toutes enfants d'immigrés d'origine maghrébine, nées ou arrivées très jeunes en France. Leurs pères font partie de la grande vague d'immigration de main-d'œuvre non qualifiée de la fin des années 50. La plupart des mères sont venues dans un deuxième temps rejoindre leur époux, elles ont eu une descendance nombreuse (de 5 à 10 enfants) et n'ont pas occupé d'emploi salarié.

Les trajectoires scolaires de ces jeunes femmes se sont achevées par une orientation en CAP ou par une sortie sans qualification en

fin de troisième. Leur abandon du système scolaire se conjugue à une volonté de travailler pour bénéficier d'une marge d'autonomie vis-à-vis du foyer familial. Elles entrent dans la vie active en occupant des postes non qualifiés au statut précaire.

Ces activités salariales apparaissent comme une parenthèse dans leur trajectoire, qui, tout en marquant une nette évolution des rôles familiaux et sociaux les amenant – à la différence de leur mère – à sortir de la sphère familiale, traduit également l'appartenance à un cadre culturel spécifique. Ces femmes s'inscrivent dans un contexte familial de type patriarcal, lié à la culture maghrébine. Les valeurs qui lui sont attachées assignent la femme à des tâches domestiques et éducatives. Ainsi, la constitution du couple ou/et la naissance du premier enfant ont pour conséquence une interruption de l'activité professionnelle (Sekik, 1995).

L'entrée dans le dispositif de ces jeunes femmes est occasionnée par la dégradation de la situation familiale qui se manifeste par le licenciement du mari ou par son départ du domicile. Cette nécessité de pallier le déficit des revenus s'accompagne de logiques d'insertion distinctes qui ne s'associent que pour

Encadré 6

YASMINA : SEULE AVEC LE RMI ET SON ENFANT

Au départ, c'est parce que son mari – chef d'un magasin de *hard discount* en banlieue parisienne – se retrouve au chômage sans indemnité après une démission (à cause d'un conflit avec son employeur) que ce jeune couple et leur bébé deviennent allocataires du RMI. Puis, à la suite d'une mésentente conjugale, six mois plus tard, le mari abandonne le domicile conjugal. Yasmina a 22 ans, un enfant en bas âge, et ne possède aucune qualification professionnelle. Elle devient alors allocataire principale du RMI, durant deux ans, en tant que mère isolée. Elle décrit avec amertume une situation complètement bloquée où elle s'est sentie niée et rejetée, situation qu'elle résume par cette formule : « *Quand on est au RMI, on n'est rien* ».

Seule la sollicitude familiale l'aide à traverser cette sombre période où elle a même souffert du froid, et organisé sa vie autour de son enfant. Elle ne pouvait chauffer son appartement qu'au minimum et passait tous les week-end chez ses parents pour faire des économies d'électricité. Ses parents la raccompagnaient après lui avoir fait les courses pour la semaine à venir. En dehors de cette solidarité familiale, elle dit n'avoir rencontré aucun relais et évoque ce cercle vicieux où ne pouvant avoir de place en crèche parce que non

salariée, elle ne pouvait chercher du travail et donc sortir du RMI. Avec un salaire correspondant, au mieux, au Smic, il lui aurait été impossible – de toute façon – de faire face au salaire d'une nourrice et de payer le loyer de l'appartement en même temps. Elle décrit aussi le repli sur soi et les amis qui s'éloignent, soit par manque de solidarité, soit parce qu'on perd le goût de la sociabilité.

Sa sortie du dispositif du RMI est liée à un changement de situation familiale puisque son mari a réintégré le domicile conjugal depuis que leur relation est moins conflictuelle. Mais ce retour est également couplé avec le rétablissement professionnel de son époux qui est de nouveau directeur d'un magasin de *discount* mais dans une filiale concurrente.

Pour ce qui est de son avenir professionnel, Yasmina aimerait être secrétaire médicale mais il lui faudrait pour cela suivre une formation dans une école privée. Le coût de cette formation est sinon prohibitif, en tout cas bien trop élevé au regard de leur situation financière. Yasmina, désabusée, ne pouvant investir la sphère professionnelle comme elle le désire, évoque le projet d'un deuxième enfant.

l'une d'entre elles à un véritable processus d'intégration professionnelle. Cette dernière est aussi la plus qualifiée en étant titulaire d'un BEP couture. Elle a comme objectif – avant même de s'inscrire au RMI – d'ouvrir une boutique de retouche. Épaulée par l'aide matérielle et le savoir-faire de son beau-père, lui-même commerçant, cette création d'entreprise est présentée comme la seule réponse au chômage, mais elle s'insère également dans un projet global d'intégration à la société française.

Les autres jeunes femmes n'ont pour projet que des activités internes au foyer, elles cherchent par exemple, à obtenir un agrément pour garder des enfants à domicile. Ce type d'emploi permet de concilier vie familiale, éducation des enfants et activités rémunérées. Ce mode d'insertion est aussi constitutif de leur appartenance culturelle. Elles sont fortement liées à leur culture d'origine et ne fréquentent que des cercles restreints du même groupe d'appartenance. Leur double affiliation les oblige à négocier avec deux univers culturels différents, à s'adapter sans renier celui dont elles sont issues. Ici, le projet de migration initial, celui des parents, a été motivé par des raisons économiques et n'est donc nullement un projet de détachement de la communauté d'origine.

La fragilisation de l'insertion professionnelle de ces femmes paraît ainsi liée non seulement à un contexte spécifique de l'emploi – qui concerne plus massivement les femmes – mais aussi à des statuts retardant leur sortie de la sphère domestique. Le récit de Yasmina est particulièrement illustratif du cas de ces femmes pour qui le projet professionnel apparaît nettement subordonné aux exigences de leur rôle d'épouse et de mère de famille (cf. encadré 6).

Le retour sur le marché du travail des mères de famille ouvrières

À environ 20 ans d'intervalle, on retrouve cette même logique d'interruption professionnelle chez les françaises plus âgées. Issues de milieu ouvrier, ces dernières ont quitté le système scolaire avant 16 ans pour aller travailler à l'usine comme leurs parents. À la différence des jeunes générations actuelles, ces femmes n'ont eu aucune difficulté à se faire embaucher en CDI et restent presque 10 ans dans la

même entreprise. Leur départ de la sphère salariale n'est pas lié au mariage mais à la naissance du premier enfant qui, suivie de près par une deuxième naissance, les conduit à rester au foyer. Ce choix en partie volontaire est rendu possible grâce au salaire du mari qui, bien que modeste, permet d'assumer les charges familiales. La stabilité de leur trajectoire repose ainsi sur la construction conjugale. Seulement, ces liens ne sont pas éternellement vecteur d'assurance. La précarisation professionnelle des conjoints, leur départ mais également leur décès remettent, là aussi, en question ces modèles d'existence et les oblige à réinvestir la sphère salariale.

Ces épouses se trouvent alors fortement pénalisées. L'absence de qualification, leur retrait prolongé du marché de l'emploi et l'absence de solidarité familiale les contraignent à s'adresser aux services sociaux. Avant d'être allocataires du RMI, elles perçoivent l'allocation parent isolé (API), les allocations familiales ou l'allocation veuvage. Associées à des heures de ménage chez les particuliers, ces allocations leur permettent de survivre. Leur interruption entraîne l'entrée dans le dispositif du RMI. Cependant ce passage ne se traduit pas forcément par un enfermement dans l'univers de l'assistance, il peut aussi favoriser un retour dans le monde du travail. Il coïncide également avec un allègement des tâches familiales. La plus grande autonomie des enfants s'accompagne du désir d'investir une sphère extérieure au foyer.

Ainsi, à l'âge de 45 ans, elles commencent à enchaîner des emplois précaires, à l'instar des plus jeunes. Il ne s'agit plus de bâtir une insertion réfléchie mais de travailler. Les stages et les CES semblent dès lors se présenter comme un véritable mode d'insertion. Et bien que les revenus ne dépassent pas ceux fournis par le RMI – elles continuent d'ailleurs de percevoir le RMI à titre de complément – elles affirment préférer la précarité de leur petit travail à celle offerte par les services sociaux.

La demande d'allocations est, dans leur cas, jugée comme acceptable lorsqu'elles ont leurs enfants à charge. Dès lors que ceux-ci sont en âge de s'assumer, la démarche est considérée comme disqualifiante. Leur insistance à vouloir travailler même pour un faible salaire doit se comprendre non seulement comme un souci de se définir en dehors de la sphère familiale mais également comme une volonté de se cons-

truire une indépendance vis-à-vis de l'assistance. Ce mode d'insertion apparaît comme la dernière étape de leur vie active avant l'âge de percevoir la retraite dont elles savent déjà que les revenus seront faibles.

Le retrait progressif du marché de l'emploi des intérimaires vieillissants

Les personnes rencontrées, inscrites dans des agences d'intérim, présentent ce type de situation comme une solution par défaut, ou encore comme une étape de leur carrière professionnelle dont l'objectif est d'en sortir par une embauche en CDI. Si « le rêve de l'intérimaire » (Beaud, 1993) est aujourd'hui orienté vers la recherche d'une stabilité, ce type d'emploi n'était pas auparavant synonyme de vulnérabilité et s'apparentait bien souvent à un désir d'autonomie. Les intérimaires âgés, interrogés dans le cadre de cette enquête, témoignent de ce changement de mode d'insertion.

Ces hommes sont issus de familles ouvrières composées d'une fratrie nombreuse. Ils quit-

tent l'école à la fin du cycle d'études primaires pour entrer sur le marché du travail. Cette sortie du système scolaire correspond à une nécessité économique. Leur salaire représente un apport financier non négligeable qui vient compléter les revenus familiaux. Ce trait est particulièrement manifeste pour la génération née avant les années 50 et pour ceux qui ont le statut d'aîné. Ce rang dans la fratrie confère des rôles et des obligations spécifiques quant à la participation à la vie économique du foyer (Malan, 1994).

Aussi, dès la fin des études, ils entament leur carrière professionnelle comme ouvrier, manœuvre, livreur dans des entreprises de leur région natale et sont employés en CDI mais ne restent pas longtemps en poste. À une époque caractérisée par le quasi plein emploi (début des années 70), ces travailleurs n'ont pas cherché à se stabiliser. Peu préoccupés par la sécurité de l'emploi, ils optent délibérément pour l'instabilité et choisissent de travailler en intérim. Mais c'est souvent par les mêmes entreprises qu'ils sont rappelés. La régularité de leur activité compense la précarité de leur statut et leur apporte une forme d'indépendance qui se conjugue à des revenus supérieurs à ceux des travailleurs garantis. À cet équilibre profes-

Encadré 7

ANGELO : FACE A L'INSTABILITÉ PROFESSIONNELLE, LA RECHERCHE D'UN MINIMUM DE STABILITÉ FINANCIÈRE

Angelo, âgé de 48 ans, est employé depuis 1974 par des agences d'intérim spécialisées dans le bâtiment et situées dans la région Nord-Pas-de-Calais. Sans chercher à se stabiliser dans un emploi fixe, sa carrière professionnelle s'est déroulée pourtant de façon continue pendant presque 20 ans.

C'est à partir du début des années 90 qu'il éprouve des difficultés à trouver des missions acceptables, c'est-à-dire correctement rémunérées et de longue durée. Aussi, pour pallier ces premières difficultés professionnelles, il entreprend de faire des stages. Ces derniers ne sont pas recherchés pour leur valeur formatrice mais parce qu'ils sont rémunérés et ouvrent droit à des allocations chômage à la différence des missions de courte durée. Il est ainsi stagiaire plâtrier en 1993, stagiaire carreleur en 1996 et stagiaire paysagiste en 1998. Angelo vit donc successivement des revenus procurés par le travail, par les stages et par les allocations pour perte d'emploi.

Cependant, la possibilité de passer d'un stage à l'autre, entre deux missions d'intérim, a inévitablement une fin. Angelo finit par épuiser les différents stages auxquels il pouvait prétendre et, parallèlement, les mis-

sions d'intérim sont devenues moins nombreuses. Ses droits au chômage se restreignent et lorsqu'il se rend compte que ses allocations sont moins élevées que le RMI, sa femme dépose une demande à la mairie pour le couple en janvier 1998.

Depuis un an, il a accepté deux missions de 15 jours chacune qui l'ont, d'une certaine manière, fragilisé en retardant l'allocation du RMI et en n'ouvrant pas de nouveaux droits au chômage. Angelo confie qu'il refuse désormais les missions qui n'excèdent pas un mois, de crainte de se retrouver sans aucune garantie de ressources.

C'est finalement moins un emploi qu'une stabilité économique qui est ici recherchée. Cependant, ce revenu ne lui permet pas de faire face aux dépenses journalières. Il a été aidé cet hiver par son frère mais ne peut continuer à le solliciter. Alors que sa femme se rend régulièrement aux services sociaux afin de demander des aides financières, Angelo s'est joint aux chômeurs durant l'hiver 1998 pour obtenir des fonds d'urgence. À eux deux, ils tentent d'aménager au mieux ce statut d'assisté.

sionnel s'ajoute une stabilité conjugale. Leur femme ne travaille pas et se consacre à l'éducation des enfants.

Ces parcours ne sont devenus source de fragilité qu'au début des années 90. Plusieurs années auparavant ces travailleurs vieillissants avaient déjà souhaité se faire embaucher en CDI mais à défaut d'atteindre cet objectif, ils ont dû continuer les missions intérim. Situés à la périphérie de la société salariale, ils ont été exclus du système de promotion sociale dont ont bénéficié une partie des ouvriers employés par les grandes entreprises. Ils n'ont pas pu, par ailleurs, bâtir d'autres formes d'assurance et se trouvent donc, plus que les autres, vulnérabilisés par la transformation des formes d'emploi. La raréfaction des offres d'emploi, la dégradation des conditions de travail, l'allongement des périodes de chômage expliquent leur retrait progressif du marché de l'emploi et leur entrée au RMI.

C'est pour ces travailleurs qui ont toujours connu une autonomie professionnelle et des revenus confortables que la vulnérabilité paraît la plus conséquente. Parce qu'ils ont toujours eu une marge de manœuvre, qu'ils n'ont jamais été demandeurs, ils ne sont pas prêts à accepter n'importe quel travail ou à s'adapter à ces nouvelles formes de précarité. Les stratégies traditionnellement utilisées ne sont plus opérantes mais, vu leur âge, l'idée d'une réorientation ne leur paraît pas envisageable. Cette réticence à concevoir d'autres voies professionnelles reflète également des résistances à se plier aux nouvelles exigences du monde du travail. Ils n'ont plus beaucoup de valeur au regard des critères d'employabilité et cherchent donc à protéger leur identité masculine en évitant la confrontation à des normes excluantes. C'est pour ne pas être totalement laminés qu'ils fuient assez rapidement le refus des employeurs potentiels et laissent à leur femme le soin de se débattre avec les assistantes sociales (cf. encadré 7). Le repli est sans doute ce qui caractérise le mieux leur situation actuelle.

Le RMI couple qu'ils perçoivent ne leur permet pas de faire face aux charges du foyer et l'un d'entre eux confie que pour assumer ses responsabilités de père de famille, il se rend parfois sur son ancien lieu de travail, aux halles de Rungis, où des denrées périssables sont chaque jour abandonnées. Les « bricolages de survie » qui nous ont été confiés révèlent

l'ampleur d'une vulnérabilité économique qui n'apparaît compensée que par des liens conjugaux leur assurant un équilibre moral et affectif. L'épouse est dans cette situation le pilier sur lequel repose désormais leur insertion sociale. Ce sont ces femmes qui ont fait les démarches auprès des services sociaux pour percevoir le RMI. Leur profil rejoint celui des mères précédemment évoqué. Elles sont également mobilisées dans l'organisation de la subsistance quotidienne comme si la situation problématique des conjoints amenait un renversement des rôles, c'est-à-dire comme si le second rôle qui leur était habituellement réservé s'effaçait au profit d'un rôle actif et moteur et brouillait l'ordre habituel de la place de chacun dans le couple.

Les accidents de parcours

Si les différents processus répertoriés ne peuvent être compris si l'on ne se réfère pas aux transformations des formes d'emploi, le dernier mode de passage au RMI se situe en dehors de ce cadre d'analyse. Il renvoie à des parcours professionnels stables et ascensionnels que des épisodes particuliers viennent briser. Ces accidents de parcours engendrent des ruptures biographiques précisément parce qu'ils dévient, momentanément ou plus durablement, les trajectoires élaborées antérieurement.

Ces accidents sont de deux sortes. La première concerne la maladie – physique ou psychique – qui a pour conséquence une brusque interruption, bien souvent définitive, de l'activité professionnelle. La deuxième se présente comme un événement spécifique qui est à l'origine de ruptures professionnelles. Mais comme celui-ci se trouve souvent associé à des profils d'entrepreneurs avertis et bénéficiant de ressources matérielles et morales, il ne provoque pas une déstabilisation durable.

Ces ruptures interviennent au sein de parcours diversifiés qui peuvent être partiellement présentés sous l'angle de trois itinéraires : les diplômés, les travailleurs peu qualifiés, les indépendants. Cependant, les trajectoires étudiées sont à ce point singulières qu'il apparaît impossible de les enfermer dans un quelconque modèle. Aussi, un détour par quelques cas ayant valeur d'exemples paraît nécessaire pour saisir plus justement des mécanismes de déstabilisation.

Ruptures biographiques et déclassement social

Le premier parcours concerne des personnes issues des classes moyennes et supérieures qui ont évolué dans des milieux à l'abri des difficultés financières (les pères étaient artisan, avocat, chef d'entreprise, officier). Leur trajec-

toire scolaire se déroule sans à-coup et conduit à l'obtention de diplômes de l'enseignement supérieur. Les parcours professionnels sont diversifiés mais ont en commun de s'inscrire dans une dynamique ascendante. Ce sont les conséquences de problèmes de santé qui remettent en question ces carrières qui, jusqu'alors, se présentaient comme prometteuses.

Encadré 8

BÉATRICE : UNE ASCENSION SOCIALE INTERROMPUE

L'enfance de Béatrice, 47 ans, s'est déroulée au Maroc, à Casablanca. La branche maternelle de sa famille était installée au Maroc depuis 1865. Elle décrit sa mère comme « *ayant été élevée en grande bourgeoise* » et présente la trajectoire de son père, avocat d'affaires, comme ascensionnelle. Celui-ci était venu s'installer au Maroc après cinq ans de captivité durant la guerre.

Elle relie sa fragilité psychologique, perçue comme handicapante, à son enfance et aux mauvais traitements dont elle et son frère furent l'objet de la part du père. Les souffrances de sa jeune sœur autiste constituèrent aussi un fort traumatisme. Aînée de la fratrie, mal à l'aise dans son milieu familial, Béatrice commence à s'émanciper de l'emprise familiale en ne réalisant pas les attentes parentales concernant études et profession future. En septembre 1968, elle obtient de ses parents l'autorisation de s'inscrire à l'Institut des sciences politiques de Grenoble (ville où réside un oncle maternel) mais interrompt très vite ce cursus pour s'inscrire en licence de psychologie. Commence alors une période estudiantine riche d'expériences multiples, autofinancée par de nombreux *jobs* qui lui permettent de survivre en l'absence du soutien financier parental. De 1968 à 1976, elle obtiendra une licence, puis une maîtrise de psychologie et un BTS de secrétariat de direction. Si le temps des études dure si longtemps pour Béatrice, c'est que dès la première année universitaire, elle est hospitalisée pour une dépression nerveuse qui sera suivie par de nombreux autres épisodes dépressifs. Hospitalisations et petits boulots ont retardé l'obtention des diplômes. L'opposition aux normes familiales se traduit également par un refus du mariage, et dès 23 ans, Béatrice vit en couple avec son futur mari dont elle devient la collaboratrice. Celui-ci, autodidacte, a créé une entreprise de conseil en gestion et finance les études de Béatrice en échange de sa collaboration (mais sans la déclarer en tant que salariée).

Après l'obtention d'une maîtrise en psychologie, elle décide de partir au Canada pour y faire une thèse consacrée à la formation appliquée à l'entreprise. Elle convainc son ami de la suivre et ils sont obligés de se marier pour qu'il puisse obtenir un visa. Béatrice reste trois ans au Canada, obtient son doctorat, et dans le même temps accumule des expériences professionnelles au sein de plusieurs cabinets de conseil en faisant de la contre-expertise pour le recrutement de

cadres dirigeants. Elle rentre en France en 1979 pour assister sa mère mourante. Elle ne s'entend plus avec son mari qu'elle dépeint comme étant devenu « *pilier de bars et embrouilleur* » et divorce. Elle a quelques économies faites au Canada et décide de « *monter* » à Paris se présenter pour un poste de consultante en recrutement. Mais elle est obligée, faute de mieux, de faire des missions d'intérim comme secrétaire bilingue. À partir de ce moment, elle alternera missions d'intérim en secrétariat et piges dans des cabinets de conseil jusqu'en 1986.

À cette date, après un conflit avec un employeur et aussi parce qu'elle était surmenée, Béatrice s'effondre. La fragilité psychologique qu'elle avait réussi à dominer pendant vingt ans réapparaît et elle n'arrivera pas à reprendre le dessus. Elle cumulera alors dépression nerveuse, impossibilité de retrouver un emploi et extrême précarité.

Les accidents dans le parcours de vie et la trajectoire professionnelle sont ici intimement liés, les problèmes d'ordre professionnel ont une incidence violente sur l'équilibre psychologique et, dans le même temps, cette rupture professionnelle devient majeure parce qu'elle est, aussi, mal négociée sur le plan psychologique. Béatrice se présentera ainsi comme « *une handicapée sociale* » avec une structure psychique trop fragile pour pouvoir se prémunir face à des situations déstabilisantes, qu'elles soient professionnelles ou matérielles.

Pour Béatrice, au RMI depuis mars 1993, l'entrée dans le dispositif a été un véritable sauvetage après plusieurs années de désocialisation et de détresse morale et matérielle. Le RMI lui assure un revenu fixe qui, si minime soit-il, lui permet d'être prise en charge sur le plan médical (et notamment de suivre une thérapie) et l'insère dans un réseau d'aides diverses.

L'absence d'aide financière émanant de la solidarité familiale rend Béatrice plus vulnérable que d'autres et encore plus dépendante des services sociaux. Les rapports avec ces services sont vécus d'autant plus difficilement que Béatrice, de par sa situation de déclassement, est désormais assignée dans un statut de dominée, qui ne correspond en rien à son origine sociale, à sa trajectoire professionnelle et à son niveau d'études.

Deux types d'événements sont à isoler : la maladie invalidante et des interruptions professionnelles mal négociées en raison de fragilités psychologiques (9) qui réapparaissent violemment lors de situations conflictuelles avec les employeurs.

Les cheminements précédant l'entrée dans le dispositif diffèrent en fonction du statut salarial antérieur et des ressources disponibles dans l'entourage. Les aides financières ont pour effet d'amortir, dans un premier temps, les problèmes occasionnés par ces accidents de parcours et retardent les démarches auprès des services sociaux. En revanche, ceux qui ne peuvent compter sur des subsides familiaux en viennent plus rapidement, c'est-à-dire une fois leurs économies épuisées, à faire appel à l'assistance.

La trajectoire de Béatrice (cf. encadré 8) illustre la spécificité de ce type d'interruption professionnelle liée aux conséquences de troubles psychologiques invalidants.

Le retrait progressif du marché de l'emploi amorcé par Béatrice est également patent chez les autres allocataires de ce groupe. Les chocs psychologiques qu'ils ont subis et qui sont à l'origine de leur situation actuelle freinent leur retour dans la sphère salariale. N'ayant jamais été confrontés à des expériences de pauvreté, ils éprouvent des difficultés à se réaménager une quotidienneté au sein de l'assistance. C'est sans doute pour ces allocataires que les nouvelles conditions d'existence sont vécues le plus tragiquement et que l'influence pathogène du chômage sur la santé psychique est la plus manifeste. Le stress induit par l'absence de perspectives et la raréfaction des ressources aggravent une faiblesse préexistante ou provoquent des symptômes de mal-être et de dépression. Le suicide est évoqué de manière récurrente comme possible solution à une situation qui paraît sans issue.

Ces situations de détresse sont ici amplifiées par une carence affective. Mise à part une allocataire, mariée et mère de famille, et qui peut d'ailleurs compter sur une aide financière familiale, les autres sont divorcés ou célibataires. La présence d'amis proches ne semble pas pouvoir se substituer aux liens conjugaux et parentaux.

Conscients de leur vulnérabilité psychologique et de leurs difficultés à répondre aux exigences du marché de l'emploi, ils n'espèrent un retour

dans des univers professionnels qu'en dehors des démarches classiques prônées par l'ANPE. L'élaboration d'un projet personnel, considéré comme seule issue de secours, intervient après une expérience prolongée dans les dispositifs d'insertion où la lassitude des stages, le ressentiment face aux fonctionnaires de l'ANPE et à ses dispositifs jugés mal adaptés, induisent le sentiment qu'il vaut mieux rechercher un emploi en ne comptant que sur soi. Ces logiques d'insertion dépendent étroitement des ressources dont ils disposent. Et seules deux des personnes interviewées peuvent compter sur le capital économique de leur famille pour mener à bien leur projet.

Le retrait définitif du marché de l'emploi des travailleurs peu qualifiés atteint de maladies invalidantes

Le second type de parcours concerne des travailleurs peu qualifiés. Ces hommes sont issus de milieux populaires. Ils ont quitté le système scolaire à l'âge de 14 ans mais ont acquis des qualifications au cours de leur trajectoire professionnelle. Très jeunes, ils embauchent dans l'entreprise où leurs pères sont ouvriers avant de connaître une instabilité professionnelle liée à un désir de mobilité géographique. Par la suite, ils parviennent sans difficulté à se stabiliser. Ce sont, là encore, des ennuis de santé à la fois physique et psychologiques qui les contraignent à abandonner leur activité et les condamnent à se retirer définitivement du marché de l'emploi.

La maladie induit ici un handicap conséquent qui annule la possibilité de pouvoir un jour retravailler (cf. encadré 9 : Mohamed). Parce qu'ils ont plus de 50 ans et ne peuvent entrevoir d'autres modes de survie, la seule issue pour eux est de faire valoir un statut de travailleur handicapé. Aussi, leur insertion dans le dispositif s'accompagne de démarches pour que leur taux d'invalidité fasse l'objet d'une reconnaissance institutionnelle. Ces réaménagements statutaires, en ouvrant des garanties et en légitimant le retrait du marché du travail, permettent d'appréhender plus sereinement ce départ.

9. La notion de fragilité psychologique est ici utilisée conformément aux propos recueillis auprès de ces personnes qui ont elles-mêmes établies une relation de cause à effet entre des troubles psycho-pathologiques et leur parcours professionnel.

Le passage au RMI des travailleurs indépendants : une étape transitoire permettant un nouveau départ

Enfin, le dernier parcours étudié concerne les travailleurs indépendants. L'origine modeste dont ils sont issus recoupe des catégories sociales différentes : leurs pères étaient ouvriers, employés, petits commerçants. Ces allocataires ont achevé leur scolarité en cycle court mais n'ont pas forcément obtenu de CAP. Ils possèdent un projet professionnel qui leur sert de fil conducteur dès la sortie du système scolaire. En quittant l'école, leur carrière professionnelle – chacune dans un secteur spécifique (automobile, restauration, vente, danse) – s'est déroulée de façon satisfaisante et n'a jamais été affectée par des épisodes de chômage. De plus, ils ont même pu s'autoriser l'« audace » de mettre fin à un CDI pour un autre CDI plus intéressant, ou de se lancer à plusieurs reprises, avec le statut d'indépendant, dans des affaires différentes (plusieurs gérances de suite, par exemple). Pour chacun, et en rapport direct avec leur âge (31 à 49 ans), ces trajec-

toires sans rupture se sont déroulées sur des périodes de 8, 10 ou 20 ans. C'est un accident biographique (maladie, faillite) qui précipite chacun d'entre eux dans la précarité, plus ou moins rapidement et plus ou moins violemment. Leur statut ne leur ouvrant aucun droit, le RMI est la seule allocation à laquelle ils peuvent prétendre.

Affaiblis par les vicissitudes rencontrées, ces petits indépendants entreprennent, dans un premier temps, une réorientation professionnelle par l'intermédiaire de l'ANPE. Leur profil et leur expérience sont cependant difficilement adaptables aux modes d'insertion proposés. Ces tentatives peu concluantes les confortent dans l'idée que leur réinscription professionnelle doit s'élaborer sur un autre mode. Forts de leur expérience antérieure, ils échafaudent de nouveaux projets et cherchent des sources de financement. En dépit d'un faible capital économique de départ, on note chez ces personnes une capacité de débrouillardise et une persévérance qui tendent à compenser le déficit de formation initial. Ainsi, lors de l'entre-

Encadré 9

MOHAMED : LE RMI FAUTE DE POUVOIR FAIRE RECONNAÎTRE SON INVALIDITÉ PROFESSIONNELLE

Mohamed, 57 ans, est originaire d'une zone rurale de la région d'Oran et n'est jamais allé à l'école. Comme ses parents, il est analphabète. Il commence à travailler dès l'âge de 12 ans dans les vignes de colons français où son père était également employé. Il émigre en France en 1958 et rejoint son frère aîné qui travaille dans le bâtiment à Marseille. Jusqu'en 1961, il est manœuvre sur des chantiers de construction. Il fait son service militaire comme appelé dans l'armée française en Algérie et ne retourne en France qu'en octobre 1962.

À partir de cette date, Mohamed connaît une grande stabilité professionnelle. Il travaille durant neuf années dans une entreprise de bâtiment située en région parisienne et obtient, en 1973, un emploi en CDI comme grutier chez Bouygues. Cette trajectoire professionnelle s'arrête en 1979, où il est licencié à la suite de problèmes pulmonaires.

Commence alors une longue période de chômage. À chaque embauche, le contrôle médical le déclare inapte (il lui manque un poumon). Bien que sa maladie soit une maladie professionnelle et l'empêche de travailler, Mohamed ne pourra jamais la faire reconnaître pas plus que son invalidité. Il reste au chômage, perçoit des allocations chômage ou des indemnités journalières de la sécurité sociale de 1979 à 1981. De 1982 à 1985, il connaît de nombreuses embauches qui

n'excèdent jamais trois, quatre mois, car il finit toujours pas être déclaré inapte par la médecine du travail.

Depuis 1985, il n'a pas retrouvé d'emploi. C'est également à cette date que la compagne, avec qui il vivait depuis 1982, le quitte, le laissant avec deux enfants de 3 mois et 18 mois. Il s'inscrit au RMI en 1988.

Depuis plus de 10 ans, Mohamed perçoit le RMI car il n'a pu ni retravailler ni faire reconnaître son invalidité. Aujourd'hui, il attend la préretraite et tente des démarches pour faire valider sa période militaire. Ces impasses statutaires résultent, en partie, de son analphabétisme qui constitue un considérable handicap. Pour toute correspondance, il est obligé de rétribuer les services d'un malien qui fait office d'écrivain public dans un café proche de son domicile. Il affirme que le service social ne l'a pas aidé et que son assistante sociale s'obstine à lui demander de chercher du travail.

Cette absence de supports traduit une forte vulnérabilité relationnelle qui relève, sans doute, d'une situation économique et familiale particulière. Cet isolement est, sans doute, bien qu'il ne l'ait à aucun moment mentionné, amplifié par sa difficile position d'ancien harki qui le coupe de sa communauté d'origine. Ses filles constituent aujourd'hui le centre de sa vie quotidienne et son seul projet est de parvenir à leur assurer une subsistance minimum.

FRANCIS : LE RMI LUI A PERMIS DE TENIR ENTRE UNE FAILLITE ET LE LANCEMENT D'UN NOUVEAU PROJET

Francis, 49 ans, réside en région Rhône-Alpes dans une bourgade proche d'une ville moyenne. Il est le troisième d'une fratrie de six enfants. Son père (titulaire du certificat d'études), après avoir créé une entreprise de démolition auto, avait monté en parallèle un garage, avec vente d'autos. Sa mère a toujours été femme au foyer. Évoquant sa trajectoire scolaire, Francis dit ne pas avoir été « *très copain avec les études* ». En fin de 5^e, il abandonne le cursus scolaire et réussit un concours d'entrée pour travailler dans une fabrique d'armes. Il a 14 ans mais au terme d'un an dans cet arsenal, plutôt qu'un avenir professionnel qui ne l'enthousiasme guère, il préfère choisir l'aventure telle qu'elle peut s'incarner dans la vision romanesque de la vie de marin. À 17 ans, il s'engage donc dans la « *Royale* » (marine de guerre française) « *pour apprendre un métier, et voyager* ». Il fait ainsi « *un demi tour du monde* » pendant trois ans puis abandonne le milieu militaire.

Si pour Francis, cet engagement dans la marine militaire n'est pas la conséquence d'un climat familial difficile mais « *un petit peu l'histoire de foutre le camp* », c'est également un projet que son père ne désavouait pas et même encourageait. Cette figure du père apparaît omniprésente dans le récit biographique de Francis. Elle incarne la réussite professionnelle de celui qui n'est parti de rien et qui, à force de courage et de ténacité, crée une entreprise viable. Lorsque Francis décide de quitter l'armée au bout de trois ans, le retour à la vie civile implique une orientation professionnelle. Il a 20 ans et choisit de suivre un stage de formation AFPA de carrossier.

Après ce stage, Francis rencontre sa future épouse, en 1971. Ils décident de partir en Suisse à l'invitation du frère aîné de Francis et travaille comme carrossier, chez Citroën. En 1973 des raisons familiales les obligent à revenir en France. De 1973 à 1976, Francis travaille dans le garage de son père et s'occupe plus spécifiquement de la démolition automobile. En 1976, il décide de se mettre à son compte, lui aussi. Il achète une ferme et un terrain proches de sa ville d'origine et exerce cette activité pendant 12 ans, jusqu'en 1988.

Entre-temps, son père a fermé son garage tout en conservant la démolition autos qu'il laissera en gérance à ses quatre employés au moment de prendre sa retraite. Mais cette passion d'activité se déroule mal parce que, d'après Francis, les employés « *ont bouffé la grenouille* ». Aussi le père demande au fils de reprendre l'affaire en main avec un statut de gérant. Il tient la gérance de cette entreprise pendant six ans, de 1988 à 1994. Après avoir fermé l'entreprise familiale juste avant sa faillite et donc sans contracter de dettes, il s'inscrit comme demandeur d'emploi et suit un stage rémunéré de six mois concernant l'entretien des voies fluviales qui permet de se présenter à un concours de recrutement pour un poste à pourvoir à la DDE. Francis est classé troisième au concours et cette place lui échappe. C'est à la suite de ce stage que Francis, ne trouvant pas d'emploi, à l'exception d'un CDD de trois mois (à temps partiel) comme livreur, va percevoir le RMI pendant deux ans.

La baisse des revenus du couple n'a pas eu un effet complètement déstabilisant car Francis est d'une part propriétaire de la ferme qu'il habite et d'autre part, possède quelques économies qui lui permettent d'honorer les factures courantes. Bien que l'achat de cette ferme nécessite encore le remboursement de traites de crédit (3 000 francs par mois (environ 460 euros) jusqu'en 2001), sa possession constitue un viatique ultime et la perception du RMI a été un apport non négligeable permettant de tenir.

Mais Francis, avec sa longue expérience de gestionnaire d'une entreprise, perçoit l'extrême fragilité de sa situation. Aussi, une rencontre fortuite avec une personne de sa connaissance s'appretant à cesser une activité de travailleur indépendant, le décide immédiatement. Il parvient à réunir la somme importante de 85 000 francs (environ 13 000 euros) (en soldant une assurance-vie pour la cumuler avec 50 000 francs d'économie (environ 7 600 euros) et la vente d'un camion) afin de payer une franchise qui a fonction de droit d'entrée dans une grosse entreprise d'acheminement du Sud de la France. Depuis le début de l'année 1998, il est devenu transporteur avec un statut d'indépendant.

Francis réunit presque toutes les caractéristiques du travailleur indépendant – ténacité, prévoyance, sens de l'entreprise, entregent – et il vit sa trajectoire effectivement comme un indépendant. Le non-recours, dans un premier temps, aux services sociaux et à l'ANPE en est une bonne illustration.

Ce n'est pas tant de percevoir, pendant un temps, le RMI qui a embarrassé Francis mais le fait d'avoir dû affronter la commiseration du cercle amical, plus ou moins proche et que l'on devine plutôt masculin, constitué d'anciennes relations professionnelles ou du voisinage. Habitant une petite ville, il lui a été impossible de dissimuler son statut d'allocataire du RMI, et chaque marque de sollicitude le renvoyait à cette situation.

Cette fierté blessée de celui qui, on le pressent, a mis tout son honneur à ne jamais être tributaire de l'autre, de celui qui s'est « fait tout seul », est perceptible lorsque Francis raconte avec pudeur comme il lui a été difficile d'aller solliciter un emploi auprès de ses connaissances. Si, dans un premier temps, Francis a pu s'appuyer sur son environnement amical, il dit aussi que si sa situation s'était aggravée, il aurait pu compter sur l'entourage familial et que chacun, dans la fratrie (1) l'aurait aidé « à son niveau ». Comme on le voit, Francis capitalise un réseau relationnel important, un noyau familial solide, une assise financière patiemment construite et constituée avec sa femme un couple uni. Il réunit ainsi un maximum de facteurs qui expliquent, dans une large mesure, l'issue heureuse de ce passage difficile.

1. La sœur aînée est à son compte : elle tient une crêperie avec une associée, suit un frère décédé (celui qui l'a incité à venir travailler à Genève), un frère vendeur chez Peugeot, une sœur fonctionnaire dans une mairie et un frère fonctionnaire des PTT.

tien, seule une personne n'était pas encore en mesure de rassembler un capital de départ.

Parallèlement, ces allocataires s'inscrivent dans des réseaux relationnels protecteurs qui ne se limitent pas seulement à la famille mais s'étendent aux cercles amicaux et de voisinage. La densité des relations expliquent également les possibilités offertes de renouer avec une activité professionnelle.

Le parcours de Francis constitue un bon exemple de ces profils de travailleurs indépendants pour lesquels le RMI est envisagé comme une étape leur permettant d'échafauder de nouveaux projets professionnels (cf. encadré 10).

*
* * *

La diversité des processus observés n'avait pas été envisagée lors de la création du RMI. L'apparition de ces nouvelles configurations pose une question: quelle place le RMI occupe-t-il dans les trajectoires d'insertion professionnelle et sociale ?

Dans l'échantillon analysé, les personnes qui ont retrouvé un emploi stable (correspondant à leurs attentes professionnelles et financières) appartiennent à la catégorie des jeunes diplômés et à celle des indépendants. En dépit de leurs différences, ces populations présentent des caractéristiques communes. Leur entrée dans le RMI s'inscrit dans une dynamique de construction ou de reconstruction profession-

nelle dans laquelle cette allocation ne représente pas un revenu de survie mais un appoint que les uns et les autres savent utiliser pour accéder aux emplois souhaités. C'est précisément parce qu'ils bénéficiaient de ressources (matérielles, relationnelles et scolaires) avant leur inscription dans le dispositif que leur inscription au RMI ne constitue qu'un passage de courte durée.

Pour tous les autres allocataires – notamment les jeunes et les mères faiblement diplômés – qui vivent de revenus procurés alternativement par des emplois précaires (CDD de courte durée, CES, stages de formations, temps partiel contraint) et des allocations chômage, l'entrée dans le dispositif accompagne une insertion précaire. Mobilisé pour atténuer les risques de pauvreté et d'insécurité liés à ces formes d'instabilité, il ne peut compenser la vulnérabilité professionnelle. Il évite cependant une plus forte fragilité en offrant un revenu de survie durant les périodes sans droits ni protections sociales (fin de droits à l'allocation unique dégressive, CDD de courte durée n'ouvrant pas de droits au chômage). Dans ce type de trajectoire, le RMI apparaît donc comme un relais entre deux situations précaires plutôt que comme une étape vers un état de moindre précarité.

Enfin, parmi les allocataires n'exerçant aucune activité salariale, il convient de distinguer ceux qui s'enracinent progressivement dans le dispositif et ceux qui cherchent à en sortir par un réaménagement statutaire. C'est pour les premiers que la situation est la plus difficile :

Encadré 11

LES CONDITIONS D'EXISTENCE DES ALLOCATAIRES DU RMI

Les problèmes financiers sont le lot commun des allocataires. Ils évoquent tous leurs difficultés économiques plus ou moins graves selon les circonstances. La plupart ont vécu ou connaissent encore aujourd'hui des conditions d'existence excessivement précaires, qui expliquent un recours fréquent aux institutions caritatives ou à la mendicité. Les restrictions budgétaires concernant le chauffage, l'alimentation, l'habillement, le transport sont des constantes. Ils sont par ailleurs exclus de fait de certaines activités, telles que les sorties ou les vacances.

L'intensité du sentiment de vulnérabilité économique varie en fonction de deux critères : les enfants à charge et une accoutumance aux situations de pau-

vreté. Ceux qui ont toujours vécu avec des revenus modestes s'accommodent mieux que les autres des ressources de l'assistance. Non seulement, ils ne vivent pas leur situation financière comme une dépendance économique mais encore, ils ont acquis une capacité à gérer au mieux leur maigre budget. En revanche, les plus récemment vulnérabilisés éprouvent des difficultés à s'aménager une existence convenable et soulignent plus que les autres l'impossibilité de survivre avec le RMI. La charge des enfants renforce bien souvent la précarité de leur condition économique car elle occasionne des dépenses, des compromis et génère angoisse et souffrances pour les parents qui ne peuvent leur offrir des conditions de vie décentes.



Encadré 11 (suite)

Les portraits tirés de cette enquête font aussi apparaître de nouvelles formes de pauvreté qui concernent plus particulièrement les personnes n'ayant jamais, auparavant, été affectées par une telle baisse de revenus. Ainsi, la possession d'un grand appartement (dont la mise en vente s'avère longue et difficile) ne protège pas du dénuement extrême. De plus, les charges y afférant continuent à s'accumuler (charges, taxes, impôts, remboursement des traites) et accélèrent la spirale de l'endettement.

On décèle également des fragilités d'ordre psychologique qui ne sont pas toujours évoquées mais qui transparaissent dans l'entretien sous la forme d'une grande tristesse, de propos confus et contradictoires, de l'allusion au suicide comme ultime issue. Cette fragilité est liée à des épisodes passés douloureux (rupture conjugale, décès du père, du conjoint, licenciement, épisodes familiaux) et se trouve amplifiée en raison du stress lié aux conditions actuelles d'existence.

Dans l'extrait suivant, Jean (1) décrit les difficultés quotidiennes dans lesquelles il se débat. Car survivre avec le RMI comme unique ressource nécessite une mobilisation intense, physique et psychologique, pour tenter de résoudre tout ce que le manque d'argent rend éminemment problématique au quotidien : se déplacer, manger, rester propre, se soigner, payer les factures, se vêtir convenablement et chercher malgré tout un emploi. Ce combat devient alors l'activité principale.

« RMI, pour moi, c'est trois signes de terreur, c'est trois signes d'enfer, réellement d'enfer. (...) Moi, je suis totalement seul, isolé, à la campagne, diabétique, bouffant pas à ma faim et criblé de dettes, avec même pas d'argent pour rechercher du travail, même pas d'argent pour aller à l'ANPE. (...) Quand tout le monde s'en fout, pour vivre ça tout seul, je vous assure, j'estime que je suis exceptionnellement résistant sur un plan psychologique.

Parce que les femmes, vous savez, quand je dis à une femme : « Je t'aime mais je suis au RMI, mais je suis diabétique, mais je suis endetté, mais ... »... elle dit « moi aussi, je t'aime », mais elle part ! (rires). C'est vrai, c'est exactement ça ... ce sont des situations qui isolent extrêmement et quand tout le monde s'en fout, c'est grave !

Le trou noir ... Superficiellement, c'est de la déprime mais c'est pire que ça, c'est tout ceux qui sont au RMI et qui n'ont que ça, c'est ... (grand soupir) ... c'est très difficile en cinq secondes à expliquer, c'est, c'est, c'est un état ... oui ... au sens clinique, physiologique dirait mon médecin, c'est ça.

Mais il faut le vivre pour le comprendre, si on ne le vit pas on le comprend pas et ça c'est normal. Mais c'est un repli sur soi, général, qui fait que vous vous croquevillez, un peu comme un embryon dans le ventre de sa mère, vous vous croquevillez sur vous, tout est intériorisé, tout est sous protection.

C'est un petit peu la politique de l'autruche sauf que ça protège malgré tout, on hiberne quoi ! Donc on se

démerde pour ne pas avoir trop faim, on se démerde pour acheter un journal, pour expédier une lettre, pour avoir une carte de téléphone.

Moi, mon but numéro un, c'est de survivre, c'est bien pire que de chercher un job. Quand on survit déjà, quand on n'a plus faim, mais c'est un exemple, quand on peut s'acheter un shampoing... quand on n'a plus faim, on peut rechercher du travail... mais pas avant !

Quand je suis en stage, je peux attendre un certain temps avec le fric, oui, mais vous savez les stages, je m'en fous, enfin oui et non. Tout ce qui est intéressant pour moi, c'est de me sortir... d'avoir au moins 4 000 francs (610 euros) par mois pour vivre. Quand je ne peux pas rechercher un emploi, je ne le fais pas. Moi je dis qu'il me faut un stage parce qu'il faut que je recherche du travail mais les gens de l'ANPE arrivent à peine à comprendre ça.

(...) Beaucoup considèrent que le RMI est un revenu normal, ils s'accordent tous pour dire que ce n'est pas beaucoup mais enfin, bon, vous avez quelque chose. Mais vivre trente jours avec 70 francs (11 euros) par jour, non mais... pour vivre ! J'entends : manger au minimum, se vêtir au minimum, se loger... Alors se déplacer pour rechercher un job ! Les recherches de job, l'ANPE est parfaitement d'accord, ça coûte de 1 200 francs à 1 500 francs par mois (de 180 à 230 euros environ)...

Moi, je dis toujours : « C'est simple le RMI : si vous n'avez que 2 000 francs (305 euros), vous mangez à peine à votre faim et je dis bien à peine ». Je parle d'une personne seule, qui n'a pas d'amis, pas de famille... avec 2 000 francs on mange à peine à sa faim et je sais de quoi je parle ou bien on mange pas du tout et on cherche un job, c'est l'enfer !

C'est simple : ou je suis au RMI exclusivement et je ne fais rien, je peux rien faire. Donc, ça, c'est l'impasse, le noir total, c'est le désespoir, c'est le temps qui passe, on vieillit et on n'a aucun espoir. Ou bien, je suis en stage et mes stages ça va jusqu'à tant et je peux vivre avec encore après.

Puisqu'il me faut au minimum 4 000 balles par mois pour vivre, bon bah si je suis au RMI, il manque 2 000 francs, donc le reste, c'est quoi ? C'est un peu d'aide sociale, c'est un peu de vol, c'est un peu de prêt de mes voisins... Non, on ne peut pas vivre des trucs durs comme ça ... parce qu'au fil des années, la situation de fonds s'aggrave avec le temps et trop c'est trop.

Ne pas avoir à manger et être diabétique, c'est comme une mort lente. Alors, il vaut mieux choisir une mort douce, c'est une échappatoire. Certainement que beaucoup de Rmistes se suicident parce qu'il n'y a pas de futur, il n'y a plus d'espoir. Peut-être que dans cinq ou six mois, je ne serai plus en vie. Mon suicide ce serait une réponse beaucoup plus violente que tout le reste et c'est moi qui déciderai ».

1. Bac + 4, ancien directeur administratif et financier d'une PME.

les intérimaires, les personnes victimes de ruptures biographiques liées à des traumatismes, n'ont plus d'espoir de renouer avec le monde du travail. Aussi leur entrée dans le dispositif se traduit par un profond découragement, une lassitude et un désarroi sur lesquels le RMI n'a pas de prise. Quant aux personnes plus âgées, proches de la retraite ou atteintes de maladies qui réduisent à néant leurs possibilités de retravailler, elles cherchent à quitter le dispositif le plus rapidement possible. Il s'agit pour elles de trouver un dispositif d'assistance adapté à leur particularité (statut d'invalidé ou de pré-retraité).

En dehors du groupe des jeunes diplômés et des travailleurs indépendants, le RMI constitue pour le reste des allocataires un filet de protection plus qu'un outil d'insertion. On peut y reconnaître l'un de ses objectifs initiaux. Cependant, les témoignages recueillis montrent

que le montant de cette allocation ne permet pas d'accéder à une autonomie financière (cf. encadré 11). Seule la combinaison avec des solidarités familiales permet à ces ressources limitées de jouer un rôle de protection. La famille apparaît en effet comme le dernier rempart contre la désaffiliation. Cependant, le soutien familial peut difficilement à lui seul assurer l'intégration sociale, les ressources financières des familles étant souvent elles-mêmes limitées. C'est envers les plus jeunes que son rôle est le plus manifeste. Pour les plus âgés, la solidarité se réduit à la cellule conjugale et ce sont prioritairement des supports affectifs qui sont déployés. C'est donc à partir d'un aménagement bien fragile et au prix d'efforts constants que la plupart des allocataires rencontrés – à défaut de pouvoir s'insérer professionnellement – essaient d'assurer leur survie quotidienne et de conserver un minimum de liens sociaux. □

BIBLIOGRAPHIE

- Afsa C. (2000)**, « Les allocataires du revenu minimum d'insertion : une population hétérogène », *France Portrait Social*, éd. 1999-2000, pp. 99-118, Insee.
- Battagliola F. (1991)**, *Dire sa vie : entre travail et famille. La construction sociale des trajectoires*, rapport du Centre de Sociologie Urbaine (CSU).
- Beaud S. (1993)**, « Le rêve de l'intérimaire » in *La misère du monde*, Seuil.
- Bertaux D. (1997)**, *Les récits de vie*, Nathan.
- Bolle de Bal M. (1994)**, « La reliance, enjeu crucial pour le travail social » in Soulet M.-H. éd., *De la non-intégration. Essai de définition théorique d'un problème social contemporain*, Éditions Universitaires, Fribourg, Suisse.
- Bovalet C., Charles L., Le Bras H. et Maison D. (1993)**, « Proches et parents », *Population*, n° 1.
- Bourdieu P. (sous la dir.) (1993)**, *La misère du monde*, Seuil.
- Castel R. (1991)**, « De l'indigence à l'exclusion, la désaffiliation. Précarité du travail et vulnérabilité relationnelle », in J. Donzelot (dir.), *Face à l'exclusion, le modèle français*, Esprit.
- Castel R. et Lae J. -F. (1992)**, *Le revenu minimum d'insertion, une dette sociale*, L'Harmattan.
- Castel R. (1995)**, *Les métamorphoses de la question sociale. Une chronique du salariat*, Fayard.
- Cohen V. et Larguèze B. (1999)**, « Trajectoires sociales, processus de fragilisation et d'insertion des allocataires du RMI », *mimeo*, DSDS, Insee.
- Courgeau D. (1994)**, « Approches qualitatives et quantitatives des biographies individuelles » in *Trajectoires sociales et inégalités. Recherches sur les conditions de vie*, coord. par Bouchayer F., Eres.
- Demazière D. (1991)**, *Le chômage en crise*, PUL.
- Dechaux J.-H. (1988)**, *Relations et solidarités de parenté en France*, thèse de 3^e cycle, IEP, Paris.
- Drancourt C.-N. (1991)**, *Le labyrinthe de l'insertion*, la documentation Française.
- Fassin D. (1996)**, « Exclusion, underclass, marginalidad. Figures contemporaines de la pauvreté urbaine en France, aux États-Unis et en Amérique latine », *Revue française de sociologie*, XXXVI, n° 1.
- Galland O. (1985)**, « Formes et transformations de l'entrée dans la vie adulte », *Sociologie du travail*, n° 1.
- Gaulejac V. et de Taboada Leonetti I. (1994)**, *La lutte des places. Insertion et désinsertion*, Desclée de Brouwer.
- Larguèze B. (1997)**, « Trajectoires singulières de Rmistes », *mimeo*, DSDS, Insee.
- Malan A. (1994)**, « Attitudes et stratégies des jeunes à l'égard du travail et de l'emploi » in *Trajectoires sociales et inégalités. Recherches sur les conditions de vie*, Seuil.
- Mary C. (1983)**, « Origine sociale et réseaux d'insertion des jeunes ouvriers », *Formation Emploi*, n° 4.
- Paugam S. (1991)**, *La disqualification sociale. Essai sur la nouvelle pauvreté*, PUF.
- Paugam S. (1993)**, *La société française et ses pauvres*, PUF.
- Pialoux M. et Beaud S. (1999)**, *Retour sur la condition ouvrière*, Fayard.
- Pitroux A. (1992)**, *Les solidarités familiales. Vivre sans famille ?*, Privat, Toulouse.
- Rosanvallon P. (1995)**, *La nouvelle question sociale. Repenser l'État Providence*, Seuil.
- Sekik N. (1995)**, *Les jeunes filles issues de l'immigration maghrébine : un problème spécifique*, sous la dir. de C. Lacoste-Dujardin, FAS-MIRE-DIV.
- Tanguy L. (éd. 1986)**, *L'introuvable relation formation/emploi*, la documentation Française.
- Touraine A. (1991)**, « Face à l'exclusion », in *Citoyenneté et urbanité*, Esprit.
- Verger D. (1994)**, « Pour ou contre l'analyse secondaire ? », in *Trajectoires sociales et inégalités. Recherches sur les conditions de vie*, coord. par Bouchayer F., Paris, Eres.
-

Contrats d'insertion et sortie du RMI

Évaluation des effets d'une politique sociale

Jean-Paul Zoyem*

Interrogés en septembre 1998, deux allocataires du RMI sur cinq au 31 décembre 1996 déclarent qu'ils n'ont jamais signé de contrat d'insertion sociale ou professionnelle depuis qu'ils sont dans le dispositif, alors qu'ils devraient, selon la loi, en avoir signé dans les trois mois suivant la perception de l'allocation. L'insertion professionnelle apparaît comme l'objectif prioritaire des contrats d'insertion : neuf signataires sur dix déclarent qu'au moins un de leur contrat portait sur l'accès à l'emploi.

La proximité du marché du travail est un facteur favorable à la contractualisation sur l'emploi : la propension à signer des contrats sur l'insertion professionnelle est plus forte pour les jeunes et les diplômés. Elle est aussi d'autant plus forte que l'environnement économique est favorable : les allocataires résidant dans un département à faible taux de chômage ou avec une faible proportion d'allocataires du RMI ont plus de chance d'en signer.

L'effet des contrats d'insertion professionnelle sur la sortie du RMI est contrasté : ils favorisent la sortie du RMI par des emplois aidés du type CES, mais n'augmentent pas sensiblement les chances d'accéder aux emplois du secteur marchand, notamment à temps plein. Pour ces emplois, ce sont les caractéristiques individuelles (âge, qualification, état de santé, etc.) qui jouent le rôle le plus déterminant. Par ailleurs, les chances de sortir du RMI diminuent au fur et à mesure que la présence dans le dispositif s'allonge. Enfin, un allocataire qui perçoit à nouveau le RMI après être sorti du dispositif voit diminuer ses chances d'en ressortir.

* Jean-Paul Zoyem fait partie de la division Redistribution et politiques sociales du département des Études économiques d'ensemble de l'Insee.

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

Au terme de la loi du 1^{er} décembre 1988 instituant le Revenu minimum d'insertion (RMI), toute personne qui demande le RMI s'engage à participer aux actions nécessaires à son insertion sociale ou professionnelle. Ces actions, définies conjointement par le travailleur social et le bénéficiaire, sont formalisées dans un contrat d'insertion, qui doit être signé entre ce bénéficiaire et le président de la Commission locale d'insertion (CLI) dans les trois mois qui suivent la mise en paiement de l'allocation. Elles concernent l'allocataire et éventuellement ses ayants droit.

Une enquête (1) en trois vagues de l'Insee (cf. encadré 1) auprès d'un échantillon représentatif de bénéficiaires du RMI au 31 décembre 1996 permet de suivre l'évolution des allocataires sur 21 mois (de janvier 1997 à septembre 1998) et de repérer ceux qui ont signé un ou plusieurs contrats d'insertion depuis leur entrée dans le dispositif. Selon cette enquête, seuls deux allocataires sur cinq ont signé au moins un contrat d'insertion depuis qu'ils sont au RMI (cf. encadré 1 pour une comparaison avec le taux de signature publié par la Délégation interministérielle au RMI (Dirmi)). Par la taille de l'échantillon et le contenu des questions posées, cette enquête constitue une source importante d'information sur les bénéficiaires du RMI, en particulier ceux qui ont signé un contrat d'insertion. Jusqu'à présent, la seule enquête nationale suffisamment renseignée sur les contrats d'insertion était le panel des allocataires réalisé par le Cerc en 1992 (Euvrard, Paugam et Lion, 1991). Les informations disponibles à la Dirmi ne fournissent en effet que des données très agrégées sur le nombre de signataires. Pour sa part, le rapport réalisé par le Credoc en 1996 (Aldeghi, 1996) porte uniquement sur les allocataires entrés au RMI au premier semestre 1995 et ne permet pas d'analyser la contractualisation sur une période suffisamment longue.

Pour comprendre ce qui distingue la population des signataires de contrat d'insertion de l'ensemble des allocataires, on cherche, dans un premier temps, à caractériser le profil des signataires de contrats d'insertion, en fonction notamment de l'objectif principal du contrat. Puis, dans un second temps, on étudie les facteurs influençant la sortie du dispositif, en particulier la signature d'un contrat d'insertion. Cette analyse repose essentiellement sur l'exploitation des données de la troisième

vague (septembre 1998) de l'enquête RMI réalisée par l'Insee (2).

Les signataires des contrats d'insertion

En septembre 1998, 43 % des allocataires au 31 décembre 1996 déclarent avoir signé un ou plusieurs contrats d'insertion depuis leur entrée au RMI (cf. encadré 1). Cette proportion n'est pas sensiblement différente entre les allocataires qui ne percevaient plus le RMI au moment de l'interrogation (43 %) et ceux qui en bénéficiaient encore (44 %).

Toutefois, cette proportion ne représente pas la probabilité de signer un contrat d'insertion pour une personne qui entre au RMI. En effet, l'échantillon a été tiré dans un fichier de stock. Il ne sélectionne donc, dans les cohortes les plus anciennes, que les allocataires ayant passé des durées longues au RMI. Ainsi, dans l'hypothèse où les signataires du contrat d'insertion sortiraient plus rapidement du dispositif, la proportion de signataires de contrat dans le fichier de stock sous-estimerait la proportion qui serait observée dans l'ensemble des cohortes (cf. *infra* l'encadré 4 sur les limites inhérentes à l'exploitation des données de stock).

L'accès à l'emploi comme mode privilégié de l'insertion sociale

Parmi les bénéficiaires du RMI au 31 décembre 1996 qui ont signé un ou plusieurs contrats d'insertion, près de neuf sur dix déclarent qu'au moins un de leurs contrats prévoyait la recherche d'un emploi (cf. graphique). Pour comprendre cette importante proportion, précisons qu'en pratique, un contrat peut contenir plusieurs objectifs. Mais il est aussi possible que des contrats de contenus différents se succèdent dans le temps. Par exemple, un premier

1. Cette enquête réalisée par l'Insee à la demande de la Délégation interministérielle au RMI (Dirmi) a bénéficié de la collaboration de la Drees, de la Cnaf, du Cserc et de la Dares.

2. Les exploitations relatives aux contrats d'insertion sur la deuxième vague (janvier 1998) sont présentées dans le document de travail n° 9909 de la DESE. Du fait de l'attrition des effectifs (de 3 415 à la deuxième vague à 3 022 à la troisième) et de la différence de période d'observation, des écarts peuvent être observés entre les chiffres présentés ici et ceux contenus dans le document de travail. En particulier, la proportion de signataires de contrats d'insertion est de 43 % en troisième vague contre 39 % à la précédente, des contrats supplémentaires ayant été signés entre janvier et septembre 1998.

Encadré 1

L'ENQUÊTE SUR LE DEVENIR DES ALLOCATAIRES DU RMI

À la demande de la Délégation interministérielle au RMI (Dirmi), l'Insee a réalisé, avec la collaboration de la Drees, de la Cnaf, du Cserc et de la Dares, une enquête sur le devenir des allocataires du RMI. Il s'agit d'une enquête de panel réalisée en trois vagues auprès d'un échantillon de bénéficiaires du RMI au 31 décembre 1996, tiré du fichier des CAF métropolitaines (ceux de la Mutualité sociale agricole (MSA), soit 2,3 % de l'ensemble des bénéficiaires du RMI ne sont pas représentés).

Une enquête de panel réalisée en trois vagues

Le tableau suivant présente le processus de tirage de l'échantillon.

L'objectif de l'enquête étant le devenir, notamment professionnel, des bénéficiaires du RMI, le tirage en vague 1 a consisté à surreprésenter les bénéficiaires susceptibles de sortir à court terme du dispositif (Afsa, 1999a). Est considérée « en voie de sortie du RMI », toute personne ayant déclaré en vague 1 ne pas avoir touché le RMI en août et septembre 1997, ou ne plus être au RMI, ou avoir travaillé en septembre 1997 (Eneau et Guillemot, 2000).

La limitation de l'enquête en vague 2 à 4 318 individus est liée aux contraintes financières. Au cours de la première vague de l'enquête (septembre-octobre 1997), un volet très restreint de questions a été posé, notamment sur la perception ou non du RMI depuis le début de l'année, l'exercice d'une activité et la composition du ménage. Les questions posées lors des deux autres vagues permettent, entre autres, d'analyser les conditions de sortie du RMI et la situation des allocataires par rapport au marché de l'emploi, de décrire les conditions de vie, les caractéristiques socio-démographiques, la situation financière, l'état de santé et la sociabilité.

Les objectifs des contrat d'insertion : accès à l'emploi, à une formation ou aux soins de santé par exemple

L'enquête permet de repérer les allocataires qui ont signé un ou plusieurs contrats d'insertion depuis leur entrée au RMI (au cours du dernier passage pour ceux qui y ont été plusieurs fois). Lors de l'interview, il est demandé à l'enquêté de préciser l'ensemble des objectifs assignés à son contrat (ou à ses contrats) : accès à un emploi, à un stage de formation ou à une activité d'insertion, amélioration des conditions de logement, accès aux soins de santé, réalisation des démarches administratives et autres.

L'objectif d'accès à l'emploi est décrit par quatre questions : inscription à l'ANPE, recherche d'un emploi aidé du type contrat emploi-solidarité (CES), recherche d'un autre type d'emploi, montage d'un projet professionnel. Chacun des autres objectifs mentionnés est décrit par une seule question.

Quelques questions permettent de savoir ce que l'allocataire pense de sa situation à court terme. Celui qui est encore au RMI doit dire s'il pense sortir du dispositif au cours des prochains mois. Inversement, un allocataire déjà sorti doit dire s'il risque de redemander le RMI dans les prochains mois. Si un allocataire est sorti après avoir signé un ou plusieurs contrats d'insertion, on lui demande aussi s'il pense que ce contrat a été utile pour sortir du RMI.

En revanche, l'enquête ne permet de connaître ni la date de signature du contrat, ni le nombre de contrats, ni l'ordre dans lequel se sont succédés les contrats. Enfin, on ne sait pas si les emplois trouvés s'inscrivent dans le cadre du contrat d'insertion.

L'échantillon de cette enquête ayant été tiré d'un fichier de stock, l'analyse des données nécessite parfois des traitements spécifiques. →

Fin décembre 1996	Septembre-Octobre 1997 (vague 1)	Janvier-Février 1998 (vague 2)	Septembre-Octobre 1998 (vague 3)
882 047 allocataires CNAF en métropole au 31 décembre 1996	Interrogation de 10 003 allocataires tirés en décembre 1996		
	Répondants : 7 953 dont 1 952 en voie de sortie du RMI (n'ont pas perçu l'allocation au moment de l'interrogation)	Interrogation de 4 318 allocataires (dont les 1 952 en voie de sortie du RMI à la vague 1 et 2 366 autres tirés parmi les non-sortants)	
		Répondants : 3415	Interrogation des 3 415 (et de 500 non-répondants de la vague 2)
			Répondants : 3 167 dont 3 022 sur les 3 415 et 145 sur les 500

contrat sur la santé ou le logement peut être suivi d'un contrat sur la recherche d'un emploi. La durée d'un contrat varie selon le temps estimé nécessaire à la réalisation de l'objectif qui lui est assigné.

La moitié des signataires de contrat d'insertion mentionnent également la recherche d'un stage de formation ou d'une activité d'insertion, ce qui en fait le deuxième mode d'insertion après l'accès à l'emploi. Viennent ensuite l'aide à la réalisation de démarches administratives ou à l'accès aux soins de santé : un signataire de contrat d'insertion sur quatre. En revanche, l'insertion par la recherche (ou l'amélioration) d'un logement n'est évoquée que dans 12 % des cas (3).

La primauté des stages de formation sur les autres modes d'insertion reflète la proximité de ce thème avec la recherche d'emploi : 46 % de bénéficiaires de contrats d'insertion évoquent simultanément les thèmes de formation et de recherche d'emploi, soit 89 % de l'ensemble de personnes dont les contrats portent sur les

stages de formation (cf. graphique). Par ailleurs, la formation peut être dans certains cas une préparation à l'insertion professionnelle : 23 % des allocataires qui ont un emploi en janvier 1998 déclarent avoir fait un stage de formation avant cet emploi.

Ainsi, malgré l'obligation légale à laquelle sont soumis tous les allocataires, seule une partie d'entre eux signent effectivement un contrat d'insertion. La non-contractualisation peut incomber soit à l'allocataire qui, connaissant l'existence du contrat d'insertion, se refuse à en solliciter – tous les allocataires ne connaissent toutefois pas ce dispositif (Lefevre et Zoyem, 1999) – soit aux services compétents qui ne l'ont pas convoqué à ce sujet. Il est vraisemblable, notamment en cas de surcharge de

3. Plusieurs raisons peuvent expliquer cette faible contractualisation : d'une part, le recours direct aux dispositifs spécialisés (par exemple le Fonds de solidarité logement (FSL)) dans ce domaine et, d'autre part, les difficultés que les allocataires peuvent éprouver à assumer les charges d'un logement, compte tenu de leur niveau de revenus.

Encadré 1 (suite)

Taux de contrats signés (Insee) ou taux de contrats en cours de validité (Dirmi)

Dans l'enquête de l'Insee, la *taux de contrats signés* représente la part, parmi les allocataires payés au 31 décembre 1996, de ceux qui ont déclaré, lors de la troisième vague d'enquête (septembre 1998), avoir bénéficié d'un contrat d'insertion depuis qu'ils sont au RMI. Ce taux, qui s'élève à 43 %, intègre à la fois les contrats en cours de validité et ceux déjà arrivés à terme.

Pour sa part, la Délégation interministérielle au RMI (Dirmi) mesure, à partir des données administratives, le taux de *contrats en cours de validité* comme le rapport entre les contrats en cours de validité et le nombre d'allocataires payés depuis plus de trois mois. Ce taux était de 53 % en décembre 1997, soit plus élevé que celui défini à partir de l'enquête (43 %). Ce résultat est contre intuitif : en effet, le nombre de contrats en cours de validité est inférieur au nombre de contrats signés depuis l'entrée dans le dispositif. Mais, les deux taux se rapportent à deux champs différents : l'un porte sur l'ensemble des allocataires et l'autre sur ceux présents dans le dispositif depuis plus de trois mois.

Pour rendre la définition de la Dirmi plus comparable à celle de l'enquête, on peut faire (à partir des données Dirmi) le rapport entre le nombre de contrats en cours de validité au 31 décembre 1996 et l'effectif total des allocataires à la même date. Il serait alors de l'ordre de

45 %, soit toujours supérieur au taux issu de l'enquête, même s'il s'en rapproche considérablement. Ce qui montre que la différence entre les deux taux peut aussi s'expliquer par d'autres facteurs tel que le mode de collecte (données d'enquête contre sources administratives) :

- la méconnaissance des différentes composantes du dispositif par les allocataires peut conduire à minorer les contrats d'insertion dans les données d'enquête. Il est probable que la formulation à travers un contrat de l'aide à l'insertion ne soit pas toujours bien identifiée par les allocataires, ou clairement expliquée par les services concernés. Autrement dit, les travailleurs sociaux annoncent-ils toujours de façon précise que l'aide à la recherche d'emploi ou de logement qu'ils proposent fait partie d'un contrat d'insertion ?

- les données de l'enquête peuvent être biaisées car elles font appel à la mémoire des enquêtés ; or certains ont pu oublier qu'ils ont déjà signé un contrat d'insertion dans le passé. D'ailleurs, 4 % des allocataires ne savent pas s'ils ont déjà signé un contrat d'insertion ou non (ils sont inclus parmi ceux qui n'ont pas signé de contrat d'insertion). Ce problème de mémoire se pose de façon plus accentuée quand il faut dater les événements. En comparant par exemple, la date d'ouverture du droit au RMI déclarée par l'enquêté à celle fournie par la Cnaf, on constate que 52 % des allocataires se trompent de plus de six mois sur cette date. Ces erreurs de mémoire augmentent avec l'ancienneté dans le dispositif (Afsa, 1999).

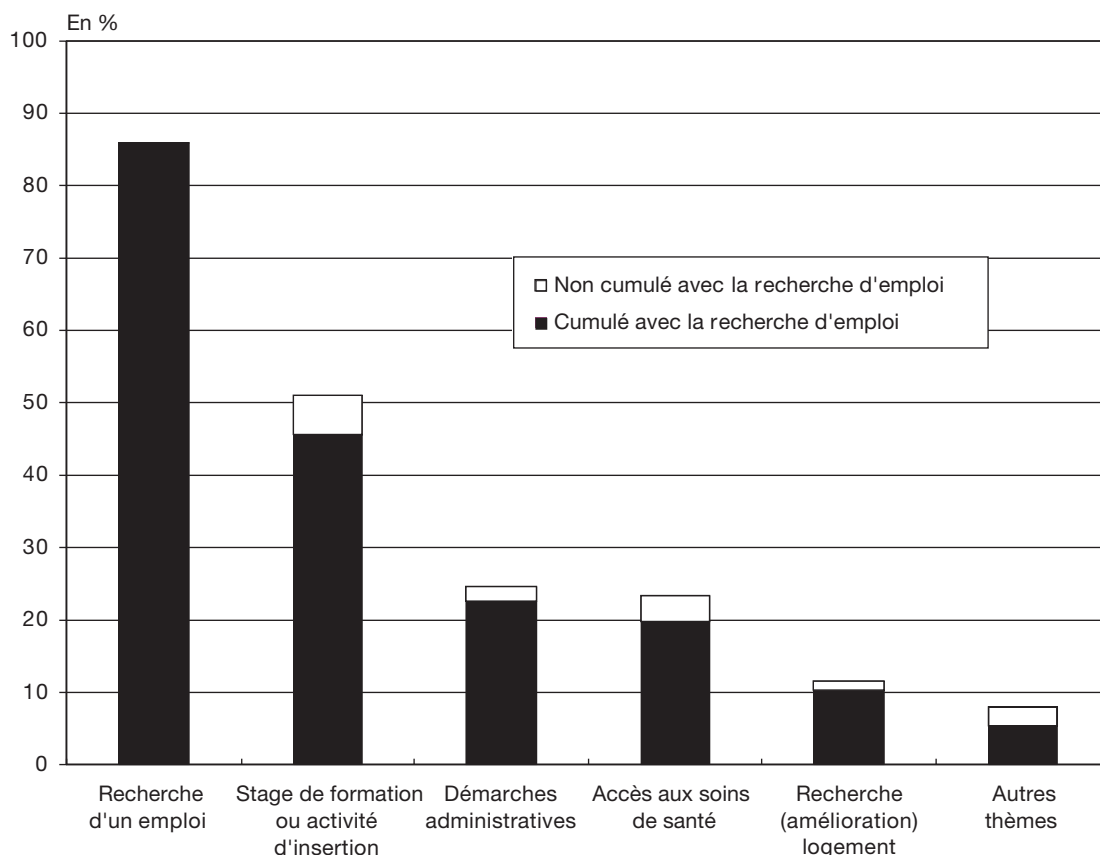
travail, que les services chargés de la contractualisation sollicitent plus souvent certaines catégories d'allocataires que d'autres dans le cadre de la contractualisation. La complexité du dispositif peut aussi contribuer au renforcement de cette sélection, notamment en défavorisant la contractualisation chez les allocataires les moins aptes à maîtriser les différentes procédures.

En effet, de la demande du RMI à la signature du contrat d'insertion, l'allocataire est en contact avec au moins trois interlocuteurs différents dans au moins deux des trois ou quatre organismes intervenant dans le dispositif (cf. encadré 2). Couplée avec un faible conditionnement de l'allocation à la signature de contrat d'insertion, cette complexité incite vraisemblablement peu à la contractualisation. Pour suspendre l'allocation du RMI du

fait de la non-signature du contrat ou du refus de son renouvellement, il faut que l'allocataire ait préalablement été convoqué à cette fin, et relancé à trois reprises (comme le prévoit la loi) sans succès (4). Ainsi, tant qu'il n'est pas convoqué pour signer un contrat d'insertion, l'allocataire peut continuer à percevoir l'allocation. La gestion séparée du dispositif RMI entre d'une part le volet allocation confié aux organismes gestionnaires que sont la Caisse d'allocations familiales (CAF) et la Mutualité sociale agricole (MSA) et d'autre part le volet insertion géré par la CLI, joue en faveur de ce faible conditionnement.

4. En 1997, 28 500 suspensions-sanctions ont été prononcées, soit 4 % des 711 000 contrats signés ou renouvelés dans l'année. Le nombre de refus de contrats n'ayant pas donné lieu à une suspension de l'allocation n'est pas connu.

Les objectifs des contrats d'insertion



Lecture : 23,4 % des contrats ont porté sur l'accès aux soins de santé dont 19,8 % cumulativement avec la recherche d'emploi et 3,6 % non cumulés avec l'emploi.

Champ : bénéficiaires du RMI au 31 décembre 1996, ayant signé 1 contrat d'insertion, CAF.

Source : enquête RMI, septembre 1998-vague 3, Insee.

DE LA DEMANDE DU RMI À LA SIGNATURE DU CONTRAT D'INSERTION

Une analyse de la mise en œuvre du dispositif d'insertion du RMI montre qu'il est relativement complexe compte tenu du nombre d'organismes intervenants (cf. schéma en annexe 1) : l'organisme instructeur de la demande RMI, la Commission locale d'insertion (CLI), l'organisme gestionnaire de l'allocation. Ceci peut expliquer, en partie, que malgré l'obligation légale, un nombre non négligeable d'allocataires passent plusieurs années dans le dispositif sans signer de contrat d'insertion. Pour ceux qui en signent, il est rare, au dire des travailleurs sociaux, que ce soit dans le délai légal des trois mois.

L'ouverture du droit au RMI et l'obligation de souscrire un contrat d'insertion

Une personne sollicitant le RMI doit s'adresser à un organisme instructeur du dossier qui peut être le Centre communal ou intercommunal d'action sociale, le service départemental de prévention et d'action sociale, une association ou un organisme agréé par le Préfet (foyer d'hébergement, foyer de travailleurs migrants, etc.). Quel que soit l'organisme instructeur, la procédure est la même. L'inscription passe par une rencontre entre le futur allocataire et un agent administratif ou un travailleur social pour l'instruction administrative. Au cours de l'entretien, orienté par un formulaire standardisé au niveau national, sont recueillies toutes les informations nécessaires à l'appréciation des besoins de l'allocataire : situation familiale, professionnelle, logement, ressources et couverture maladie.

Le formulaire qui doit être signé par l'allocataire à la suite de l'entretien, spécifie qu'il « *s'engage également à souscrire un contrat d'insertion dans un délai de trois mois avec la Commission locale d'insertion, à compter du début de paiement de l'allocation* ». Le dossier est alors transmis à l'organisme gestionnaire du RMI (CAF ou MSA) qui vérifie l'ensemble de la situation administrative, notamment les conditions de ressources et de résidence sur le territoire national. C'est sur la base des informations fournies par l'organisme gestionnaire que le Préfet décide de l'ouverture du droit au RMI. L'allocataire reçoit, en même temps que l'organisme instructeur du dossier, la notification de la décision du Préfet par l'intermédiaire de l'organisme gestionnaire. Dans la pratique, l'organisme gestionnaire a la délégation de pouvoir du Préfet pour ouvrir le droit au RMI, sauf dans les cas de dérogation. La procédure de signature du contrat d'insertion peut alors commencer à l'initiative de l'allocataire ou de l'organisme instructeur.

La procédure de signature du contrat d'insertion

Un second entretien, plus approfondi, entre le bénéficiaire et la personne chargée de son accompagnement social permet de préparer le contrat d'insertion. L'organisme instructeur a l'obligation légale de désigner, pour chaque allocataire, un travailleur social d'insertion chargé de l'instruction de la situation et du suivi social. Cet entretien consiste, dans un premier temps, à établir un diagnostic sur les aspects sociaux, sanitaires et

professionnels intéressant la personne et sa famille. Son but premier est de mettre à jour et de valoriser les atouts, les compétences et acquis sur lesquels s'appuiera la démarche de réinsertion, et non pas d'identifier les manques du bénéficiaire. L'organisme instructeur peut confier cette instruction sociale à une structure plus compétente dans l'évaluation des besoins d'insertion, soit un contact supplémentaire pour l'allocataire.

L'allocataire est incité à formuler lui-même ses objectifs d'insertion, et bénéficie, dans ce cadre, de l'aide du travailleur social chargé de l'accompagner. Dans certains départements, les nouveaux allocataires sont convoqués de façon systématique dans les semaines qui suivent leur inscription pour participer, en groupe ou individuellement, aux séances d'information sur le dispositif du RMI. Au cours de ces séances, l'accent est mis sur les possibilités d'insertion sociale et professionnelle et sur les structures locales pouvant concourir à l'insertion, ce qui permet aux allocataires de prendre eux-mêmes l'initiative du contrat d'insertion et de mieux formuler leurs objectifs.

Par la suite, le travailleur social présente le contrat à la CLI pour validation. Une fois le contrat validé, le suivi de l'insertion est assuré par le travailleur social chargé de l'accompagnement. Mais l'allocataire peut aussi être orienté, selon le type d'insertion envisagé, vers un organisme spécialisé dans l'insertion professionnelle, dans le suivi médico-social, ou dans d'autres formes d'insertion. Le travailleur social présente alors le dossier à l'organisme et reste en contact avec l'allocataire, mais aussi avec les personnes chargées de son insertion.

La Commission locale d'insertion (CLI) anime la politique locale d'insertion

Pour mettre en œuvre le droit à l'insertion des bénéficiaires du RMI, un dispositif institutionnel spécifique a été créé. Ce dispositif est constitué de trois organes :

- le Conseil départemental d'insertion dont la mission essentielle est d'élaborer et adopter un programme départemental d'insertion et d'en suivre l'application ;
- des organismes instructeurs chargés de l'instruction administrative et sociale de la situation des allocataires, et du suivi de la mise en œuvre du contrat ;
- la Commission locale d'insertion (CLI) qui joue un rôle important dans l'équilibre d'ensemble.

En effet, la CLI a pour mission d'élaborer un programme local d'insertion et d'animer la politique locale d'insertion, ainsi que d'examiner et valider les contrats d'insertion.

Il peut exister plusieurs CLI dans un même département : de 2 (dans les Hautes-Alpes par exemple) à 26 (dans le Nord). Une CLI peut couvrir plusieurs communes. Le nombre moyen d'allocataires par CLI était de 1 500 au 31 décembre 1998, mais avec une variation de 120 en Lozère à 6 600 à Paris.

Un potentiel professionnel élevé favorise la signature d'un contrat d'insertion

En comparant le profil de signataires des contrats d'insertion à celui des non-signataires, on constate que les premiers sont plus souvent jeunes, avec un niveau d'études relativement élevé et un meilleur état de santé. En effet, plus d'un tiers des signataires (35 %) sont âgés de moins de 30 ans et un sixième sont diplômés de l'enseignement supérieur (cf. tableau 1). En revanche, pour les non-signataires, ces proportions sont de l'ordre de cinq à dix points plus faibles. Inversement, les allocataires âgés de plus de 50 ans et ceux qui n'ont jamais fait d'études ou qui ont arrêté au

niveau du primaire sont proportionnellement beaucoup plus représentés parmi les non-signataires qu'ils ne le sont chez les signataires. Les femmes et les personnes assumant la charge d'un seul enfant sont aussi surreprésentées parmi les signataires de contrats.

Compte tenu des corrélations entre les différentes caractéristiques, une simple analyse descriptive ne permet pas d'isoler l'influence respective de chaque caractéristique sur la contractualisation. En effet, les jeunes allocataires signent-ils plus souvent des contrats parce que leur niveau d'études est plus fréquemment élevé ou uniquement du fait de leur jeunesse ? Une analyse « toutes choses égales

Tableau 1
Répartition des allocataires selon les caractéristiques socio-démographiques

	Ensemble	Allocataires ayant signé un contrat d'insertion	Allocataires n'ayant pas signé de contrat d'insertion
En %			
Sexe de l'allocataire			
Hommes	52,0	48,7	54,1
Femmes	48,0	51,3	45,9
Âge de l'allocataire au 31 décembre 1996			
Moins de 30 ans	30,1	34,5	27,3
De 30 à 39 ans	31,0	33,5	29,4
De 40 à 49 ans	22,8	21,3	23,8
50 ans et plus	16,1	10,7	19,5
Nombre d'enfants à charge			
Aucun	61,6	59,1	63,2
Un enfant	18,1	20,8	16,3
Deux enfants ou plus	20,3	20,1	20,5
Niveau d'études de l'allocataire			
Jamais/Fin primaire au maximum (1)	16,5	9,0	21,3
Jamais/Fin primaire au maximum (2)	13,7	12,0	14,8
6° à 3° (y c. technique professionnel court)/primaire supérieur	46,4	50,0	44,1
Seconde à terminale (technique ou général)	10,8	13,5	9,1
Études supérieures (technique ou général)	12,6	15,5	10,7
Avez-vous des problèmes de santé, des handicaps qui vous empêchent de travailler ?			
Oui, en permanence	16,6	13,6	18,5
Oui, souvent ou parfois	25,6	23,5	27,0
Non, aucun	57,8	62,9	54,5
Total (%)	100,0	100,0	100,0
Effectifs	882 047	343 869	538 178
1. Allocataire ayant déclaré éprouver souvent ou parfois des difficultés de lecture, d'écriture ou de calcul dans la vie courante (cf. encadré 3). 2. Allocataire ayant déclaré n'éprouver aucune difficulté de lecture, d'écriture ou de calcul dans la vie courante (cf. encadré 3).			

Champ : bénéficiaires du RMI au 31 décembre 1996, CAF.
Source : enquête RMI, septembre 1998-vague 3, Insee.

Tableau 2
Probabilité pour les allocataires du RMI au 31 décembre 1996 d'avoir signé un contrat d'insertion (modèles *Logit* par type de contrat)

	Ensemble des contrats d'insertion (1)		Accès à un emploi		Stage de formation ou activité d'insertion		Accès aux soins de santé		Réalisation des démarches administratives.		Accès au logement	
Proportion de signataires de contrat (en %)	43,3		37,2		22,2		10,1		10,7		5,0	
Probabilité de signer pour l'individu de référence (en %)	42		36		17		3		7		3	
Âge de l'allocataire au 31/12/1996												
<i>Âgé de moins de 30 ans (réf.)</i>												
Âgé de 30 à 39 ans	- 7	*	- 6	*	- 1	ns	0	ns	0	ns	0	ns
Âgé de 40 à 49 ans	- 9	**	- 7	*	- 4	*	0	ns	0	ns	0	ns
Âgé de 50 ans et plus	- 18	***	- 17	***	- 11	***	0	ns	- 3	**	- 2	***
Niveau d'études de l'allocataire												
<i>Jamais/ Fin primaire au maximum (2)</i>												
Jamais/Fin primaire au maximum (3)	- 15	***	- 13	***	- 6	**	- 1	ns	- 1	ns	- 1	*
<i>6° à 3° (y c. technique professionnel court) / primaire supérieur</i>												
6° à 3° (y c. technique professionnel court) / primaire supérieur	- 14	***	- 9	**	- 2	ns	0	ns	0	ns	- 1	*
<i>Seconde à terminale (technique ou général)</i>												
Seconde à terminale (technique ou général)	- 2	ns	2	ns	3	ns	0	ns	0	ns	- 1	ns
<i>Études supérieures (technique ou général) (réf.)</i>												
Avez-vous des problèmes de santé, des handicaps qui vous empêchent de travailler ?												
<i>Oui, en permanence</i>												
Oui, en permanence	- 7	*	- 8	**	- 4	*	4	***	1	ns	1	ns
<i>Oui, souvent ou parfois</i>												
Oui, souvent ou parfois	- 5	ns	- 9	***	- 1	ns	2	***	1	ns	1	**
<i>Non, aucun (réf.)</i>												
Nombre de passages au RMI (y c. celui-ci)												
<i>Une seule fois (réf.)</i>												
Deux fois au moins	39	***	34	***	4	ns	2	***	5	***	2	**
Sexe de l'allocataire												
<i>Homme (ref.)</i>												
Femme	4	ns	3	ns	4	**	0	ns	0	ns	2	***
Nombre d'enfant à charge												
<i>Sans enfant (réf.)</i>												
Un enfant	8	ns	8	*	3	ns	1	ns	1	ns	0	ns
Deux enfants ou plus	4	ns	7	ns	1	ns	0	ns	1	ns	1	*
Durée passée au RMI (septembre 1998)												
<i>Moins d'un an</i>												
Moins d'un an	- 22	***	- 17	***	- 8	***	- 1	ns	- 4	**	- 2	*
<i>1 an à < 2 ans (réf.)</i>												
1 an à < 2 ans	17	***	16	***	9	***	3	***	4	**	2	*
<i>2 ans à < 4 ans</i>												
2 ans à < 4 ans	28	***	22	***	14	***	5	***	6	***	4	***
<i>4 ans et plus</i>												
Poids des allocataires du RMI dans le département de résidence												
<i>Poids allocataires RMI du département : < 90 % moyenne nationale</i>												
Poids allocataires RMI du département : < 90 % moyenne nationale	26	***	12	***	8	***	1	**	- 1	ns	0	ns
<i>Poids allocataires RMI du département : ≥ 90 % et < 110 % moyenne nationale</i>												
Poids allocataires RMI du département : ≥ 90 % et < 110 % moyenne nationale	31	***	25	***	8	***	2	***	2	ns	2	**
<i>Poids allocataires RMI du département : ≥ 110 % et < 130 % moyenne nationale</i>												
Poids allocataires RMI du département : ≥ 110 % et < 130 % moyenne nationale	36	***	35	***	11	***	3	***	2	ns	0	ns
<i>Poids allocataires RMI du département : ≥ 130 % moyenne nationale (réf.)</i>												
<p>1. Les différentes modalités ne sont pas exclusives, les contrats peuvent porter simultanément ou successivement sur plusieurs objectifs. Le statut conjugal a été exclu des variables explicatives puisqu'il est apparu très peu discriminant.</p> <p>2. Allocataire ayant déclaré éprouver souvent ou parfois des difficultés de lecture, d'écriture ou de calcul dans la vie courante (cf. encadré 3).</p> <p>3. Allocataire ayant déclaré n'éprouver aucune difficulté de lecture, d'écriture ou de calcul dans la vie courante (cf. encadré 3).</p>												

Lecture : l'individu de référence (homme âgé de moins de 30 ans, sans enfant, ayant fait des études supérieures, ne déclarant pas de problèmes de santé, au RMI pour la première fois depuis 1 à 2 ans, résidant dans un département où le poids des allocataires du RMI est plus élevé que la moyenne nationale de 30 % au moins) a 36 % de chances d'avoir signé un contrat sur l'accès à l'emploi et 3 % sur l'accès aux soins de santé.

Pour les autres modalités, les résultats se lisent par différence à l'individu de référence : un individu présentant exactement les mêmes caractéristiques que l'individu de référence, mais déclarant avoir des problèmes de santé en permanence a moins de chances d'avoir signé un contrat sur l'accès à l'emploi (- 8 points), plus de chances sur l'accès aux soins de santé (+ 4 points) et sensiblement les mêmes chances sur l'accès au logement (écart de + 1 point mais non significativement différent de zéro).

Seuil de significativité des écarts de probabilités avec l'individu de référence : très significatif *** = 1 %, ** = 5 %, peu significatif * = 10 % et ns = non significatif.

Champ : bénéficiaires du RMI au 31 décembre 1996, CAF, échantillon de 3 022 individus.

Source : enquête RMI, septembre 1998-vague 3, Insee.

par ailleurs » est alors nécessaire pour déterminer l'effet propre de chacune des caractéristiques des allocataires sur la propension à signer un contrat d'insertion (cf. tableau 2). L'ancienneté au RMI (au 31 décembre 1996) a été introduite parmi les variables explicatives pour contrôler, au moins partiellement, l'effet de sélection de l'échantillon (surpondérant des durées longues liées aux données de stock). Néanmoins, cette variable n'est pas exogène : elle peut notamment dépendre du fait d'avoir ou non signé un contrat d'insertion si celui-ci a une influence sur la probabilité de sortie (5). Cette endogénéité peut induire un biais qui rend délicate l'interprétation de cette variable.

Moins de contrats pour les allocataires de plus de 50 ans...

À l'exception des contrats prévoyant l'accès aux soins de santé, on constate un fort clivage entre, d'une part les allocataires âgés de plus de 50 ans au 31 décembre 1996 qui contractualisent peu et d'autre part ceux qui étaient moins âgés et qui contractualisent plus souvent. Ce résultat peut s'expliquer par la prédominance de l'objectif d'insertion professionnelle dans les contrats. On peut y voir la conséquence des frontières traditionnellement établies par les politiques publiques de l'emploi depuis plus d'une décennie : pour les moins de 50 ans, l'effort porte surtout sur le renforcement des chances d'accès (ou de retour) à l'emploi alors que pour les plus âgés est privilégié l'accompagnement du retrait du marché du travail. Les plus âgés sont en fait implicitement considérés comme moins « employables ».

Concernant l'accès aux soins de santé, la variable relative à l'état de santé joue un rôle déterminant. Aucune des autres caractéristiques individuelles n'est discriminante, exception faite de l'ancienneté au RMI, et de la multiplicité des passages au RMI. Comme on pouvait s'y attendre, la probabilité d'avoir signé un contrat sur l'accès aux soins de santé est plus forte pour les allocataires qui déclarent un mauvais état de santé ou des handicaps qui les empêchent de travailler. Inversement, la probabilité de contractualiser sur la recherche d'emploi est plus faible pour ceux qui déclarent un état de santé dégradé.

... et pour les moins diplômés

L'objectif du contrat d'insertion étant de donner des atouts supplémentaires à l'allocataire pour

lui permettre de sortir du RMI, on pourrait s'attendre à ce que les moins qualifiés en bénéficient plus souvent. Les résultats de l'enquête montrent le contraire : la probabilité d'avoir signé un contrat d'insertion, pour les allocataires au 31 décembre 1996, croît fortement avec le niveau d'études (6). Toutefois, la propension à contractualiser ne diffère pas sensiblement entre les diplômés de l'enseignement supérieur et ceux qui ont arrêté leurs études entre la seconde et la terminale. Cette influence du niveau d'études est limitée aux contrats liés à l'emploi, et dans une moindre mesure aux stages de formation et activités d'insertion, et au logement. Cet effet a déjà été mis en évidence pour les allocataires arrivés au RMI au premier semestre 1995 (Aldeghi, 1996).

Deux raisons principales peuvent être évoquées pour expliquer une plus forte propension à signer un contrat d'insertion pour les allocataires les plus diplômés. D'une part, la capacité de l'allocataire à définir ses besoins d'insertion, et d'autre part l'appréciation que le travailleur social peut porter sur les chances de l'allocataire de réussir un projet d'insertion, professionnel en particulier.

Sur la capacité de l'allocataire à définir ses besoins, un contrat d'insertion n'est pas un programme défini pour lui, mais plutôt un projet personnel que ce dernier doit formuler lui-même avec l'aide du travailleur social. Les allocataires les plus aptes à formuler un projet signent en conséquence plus souvent un contrat d'insertion. Ces hypothèses sur le lien entre le niveau d'études, la capacité individuelle à définir un projet d'insertion et la probabilité de contractualiser, sont renforcées par les difficultés d'expression en langue française : problème de lecture, d'écriture et/ou de calcul dans la vie quotidienne. À niveau de formation donné, la probabilité de signer un contrat est inférieure lorsque l'individu déclare de telles

5. Pour tenir compte de cette endogénéité, il faudrait utiliser un modèle à équations simultanées dans lequel la probabilité de signer un contrat d'insertion dépende du temps écoulé avant cette signature et des caractéristiques individuelles ; et la probabilité de sortie du RMI du temps passé au RMI, des caractéristiques individuelles, mais aussi de la probabilité d'avoir signé le contrat. L'enquête ne permet pas d'estimer un tel modèle puisqu'on ne connaît pas les dates de signature des contrats.

6. Le diplôme est la seule variable représentant le capital humain dans cette étude. Les deux questions de l'enquête portant sur l'expérience professionnelle n'ont pas pu être prises en compte. La première donne la durée totale de l'expérience professionnelle à la date de l'enquête sans distinguer la part de l'expérience antérieure à l'entrée au RMI de celle qui lui est postérieure. La seconde porte sur l'existence des emplois de plus de 6 mois et ne permet pas de savoir pour ceux qui ont perdu cet emploi quand ils l'ont occupé.

Encadré 3

DIFFICULTÉS D'EXPRESSION ET NIVEAU D'ÉTUDES ATTEINT

L'indicateur de difficultés d'expression en langue française a été élaboré à partir des réponses de l'enquêté à la question suivante : « *Éprouvez-vous des difficultés de lecture, d'écriture ou de calcul dans la vie courante ?* » (question posée à la deuxième vague de l'enquête).

Éprouvez-vous des difficultés de lecture, d'écriture ou de calcul dans la vie courante ?	Lecture	Écriture	Calcul	
Aucune	81,4	77,4	78,8	
Parfois	6,9	8,9	9,6	
Souvent	11,6	13,7	11,6	
Total	100,0	100,0	100,0	
Indicateur de difficultés d'expression en français				
Aucunes difficultés : « Aucune » à tous les item				71,7
Difficultés d'expression moyennes : « Parfois » à au moins un item et « Souvent » à aucun item				11,9
Difficultés d'expression fortes : « Souvent » à un item au moins				16,4
Total				100,0

Champ : bénéficiaires du RMI au 31 décembre 1996, CAF.
Source : enquête RMI, septembre 1998 - vague 2, Insee.

Les difficultés d'expression en langue française (1) concernent surtout les personnes ayant arrêté leurs études à des niveaux relativement faibles, mais aussi des personnes d'origine étrangère qui ont fait leurs études dans une autre langue que le français.

Niveau d'étude atteint, nationalité et expression en langue française	Pas de difficultés d'expression	Difficultés d'expression moyennes	Difficultés d'expression fortes	Total
Nationalité				
Français	78,5	11,2	10,3	100
CEE - non Français	48,4	21,9	29,7	100
Hors CEE	34,7	14,5	50,8	100
Niveau d'études de l'allocataire				
Jamais d'études / arrêté avant la fin primaire	26,4	14,9	58,7	100
Fin primaire / fin d'un enseignement spécialisé	64,8	17,8	17,4	100
6° à 3° / primaire supérieur	72,3	15,0	12,7	100
Enseignement technique/professionnel court	82,3	11,9	5,8	100
Seconde à terminale (technique ou général)	90,5	4,2	5,3	100
Enseignement supérieur (technique ou général)	94,9	3,1	2,0	100
Ensemble	71,7	11,9	16,4	100

Champ : bénéficiaires du RMI au 31 décembre 1996, CAF.
Source : enquête RMI, septembre 1998 - vague 2, Insee.

La variable « Niveau d'études atteint » a été modifiée pour les niveaux les plus faibles afin de tenir compte des difficultés d'expression en langue française. On distingue alors deux groupes dont le premier déclare des difficultés d'expression moyennes ou importantes en langue française et le second aucune difficulté.

1. L'ampleur des difficultés de lecture pour les jeunes appelés, de même que les disparités régionales, ont été mises en évidence dans (Bodier, 1999).

difficultés. Trois quarts des allocataires n'ayant pas fait d'études ou ayant arrêté au niveau du primaire éprouvent ces difficultés, alors que cette proportion n'est que de un dixième pour ceux qui ont arrêté entre la seconde et la terminale (cf. encadré 3). De plus, les allocataires les plus diplômés ont une meilleure connaissance du dispositif : seuls 20 % des bacheliers (encore au RMI en janvier 1998) n'ont pas entendu parler de contrat d'insertion, alors que c'est le cas de plus de 40 % des sans diplôme (Lefèvre et Zoyem, 1999). Ces hypothèses sont également renforcées par les résultats d'une analyse plus détaillée sur les objectifs d'accès à l'emploi qui confirment le rôle déterminant du niveau d'études.

En effet, la probabilité de contractualiser sur les emplois ordinaires (hors CES ou création d'activité professionnelle) est plus élevée pour les plus diplômés, alors que les moins diplômés sont plus souvent signataires de contrats prévoyant l'accès à un CES. Le niveau d'études n'est pas, lui, discriminant pour les contrats prévoyant l'inscription auprès de l'ANPE, ce qui traduirait la coexistence des différentes formes d'emplois dans le champ d'action de cet organisme.

De la part du travailleur social, l'incitation à contractualiser peut être d'autant plus forte que le profil de l'allocataire prête à une insertion rapide, et en particulier l'insertion professionnelle. Ceci est d'autant plus probable que les services sociaux travaillent souvent sous la double contrainte de rationnement de moyens et de quasi-obligation de résultat en termes de nombre de contrats signés. Si une orientation de l'effort d'insertion vers les publics les plus facilement insérables peut aboutir à des résultats plus visibles, son apport réel est vraisemblablement moins important dans la mesure où une large partie de ces allocataires est susceptible de réussir une insertion sociale sans encadrement particulier. En effet, une analyse de la population des allocataires (Zoyem, 1999a) met en évidence l'existence de deux profils radicalement opposés entre lesquels se dessinent un continuum de situations très diverses caractérisées par une forte instabilité sur le marché de l'emploi. Le premier groupe est constitué des jeunes récemment sortis de l'enseignement supérieur, qui sont susceptibles d'accéder à un emploi marchand par leurs propres moyens et ne sont donc au RMI que de façon transitoire. Pour eux, le vrai besoin serait celui d'un soutien financier pour la recherche d'une situation professionnelle. Le second groupe est plutôt constitué des allo-

cataires âgés, en retrait du marché de l'emploi et très désinsérés socialement.

En définitive, les allocataires du RMI se positionnent (ou sont positionnés) sur le marché de l'emploi en fonction de leurs caractéristiques individuelles et non pas de leur statut d'allocataires. Ce positionnement est vraisemblablement la résultante, d'une part de choix individuels des allocataires qui, conscients de leur potentiel professionnel, chercheraient à accéder aux emplois correspondants, et d'autre part des efforts des travailleurs sociaux pour adapter les contrats aux profils des signataires. Ce résultat est important dans la mesure où il montre que les allocataires du RMI ne sont pas stigmatisés par les travailleurs sociaux comme étant inaptes à l'insertion dans le secteur marchand. Ainsi, le risque de dérive qui consisterait à cantonner tous les allocataires du RMI sur le secteur des emplois aidés peu qualifiés alors que certains ont des qualifications adaptées aux emplois ordinaires du secteur marchand est faible. La nécessité d'adapter les contrats aux besoins des allocataires est d'ailleurs soulignée par la loi. Toutefois, le risque de dérive inverse qui consiste à moins inciter à la contractualisation les allocataires les plus désinsérés socialement n'est pas à exclure.

Bien que ces résultats soient assez vraisemblables, le problème d'identification du contrat d'insertion peut aussi renforcer les écarts de contractualisation entre les allocataires les plus instruits et ceux qui le sont moins. En effet, il est probable que les contrats, et en particulier ceux initiés par le travailleur social, soient plus souvent perçus par les allocataires les moins instruits comme une simple procédure administrative, et non comme un contrat d'insertion.

Les femmes signent plus souvent des contrats d'insertion

En plus de l'âge et du niveau d'études, d'autres caractéristiques individuelles peuvent influencer sur la probabilité d'avoir signé un contrat d'insertion, mais sur des thèmes très spécifiques. Ainsi, la contractualisation est plus forte chez les femmes pour l'accès aux stages de formation et aux activités d'insertion, mais aussi pour l'accès au logement. Par ailleurs, les allocataires ayant un seul enfant ont une propension à contractualiser un peu plus forte sur l'accès à l'emploi alors que ceux

qui en ont deux ou plus contractualisent davantage sur l'accès au logement (7).

L'aide aux démarches administratives porte généralement sur la constitution des dossiers administratifs en vue de faire valoir les droits de l'allocataire, mais recouvre des situations très variables qui peuvent aller de la démarche de rétablissement des pièces d'identité égarées pour un allocataire sans domicile fixe à la demande d'une prestation plus avantageuse que le RMI pour une personne âgée. Cette hétérogénéité explique que ce mode d'insertion ne soit pas particulièrement sensible aux différentes caractéristiques individuelles. Seul le nombre de passages au RMI est fortement discriminant pour cet objectif d'insertion.

De façon générale, les allocataires qui ont été plusieurs fois au RMI ont plus de chance d'avoir signé un contrat d'insertion portant sur les différents objectifs, à l'exception des contrats prévoyant l'accès à un stage de formation. Ce résultat s'explique peut-être par une meilleure connaissance du dispositif par ces allocataires. Si cette hypothèse est vraie, elle suggérerait que le stage de formation est une formule peu valorisée par les allocataires, qui lui préféreraient, par exemple, l'accès direct à l'emploi plutôt qu'une phase intermédiaire de formation. La nécessité de positionner le plus rapidement possible les personnes en difficulté se retrouve dans d'autres programmes comme le Trace (Trajet d'accès à l'emploi) destiné aux jeunes de moins de 25 ans (8).

En définitive, pour la population de bénéficiaires du RMI au 31 décembre 1996, la probabilité d'avoir signé un contrat d'insertion prévoyant l'accès à un emploi est plus forte pour ceux qui disposent d'un potentiel professionnel plus élevé (les plus jeunes et les plus diplômés), et plus faible pour ceux qui ont moins d'atouts professionnels. Autrement dit, les allocataires les plus « employables » auraient plus de chances de signer un contrat d'insertion professionnelle.

Un environnement socio-économique et institutionnel favorable facilite l'insertion

La propension à signer les contrats d'insertion ne dépend pas uniquement des caractéristiques individuelles. L'environnement économique et institutionnel local est un facteur déterminant (9). Le taux de chômage local (mesuré au

niveau de la zone d'emploi) et le poids démographique des allocataires du RMI dans le département de résidence ont été retenus pour caractériser l'environnement économique. L'environnement institutionnel est constitué de l'ensemble des caractéristiques institutionnelles susceptibles de réduire ou de favoriser l'offre d'insertion. Pour le qualifier, deux indicateurs caractéristiques du dispositif RMI dans le département ont été retenus (10) : le nombre moyen d'allocataires par CLI et le taux de consommation des crédits d'insertion (11). Les corrélations entre les différents indicateurs caractérisant aussi bien l'environnement économique qu'institutionnel sont fortes, ils n'ont donc pas pu être introduits simultanément dans la régression. Intuitivement, un taux de chômage élevé implique une restriction des possibilités d'offre de contrats d'insertion professionnelle. De même, une forte proportion d'allocataires du RMI dans le département engendre une plus grande charge de travail pour les CLI chargées de leur insertion. Ce qui peut contribuer à réduire la propension à signer des contrats.

Les quatre indicateurs retenus ont été testés successivement. Les résultats obtenus sont concordants : toutes choses égales par ailleurs, le taux de contrats d'insertion est plus faible dans un environnement socio-économique ou institutionnel défavorable. En particulier, les allocataires résidant dans un département où le poids démographique des allocataires du RMI est élevé ont moins de chance de signer un contrat d'insertion. Il en est de même lorsque les moyens engagés en faveur de l'insertion des allocataires du RMI sont faibles.

7. Une variante du modèle intégrant le statut matrimonial a montré que celui-ci n'avait pas d'effet significatif quel que soit l'objectif du contrat d'insertion.

8. « Réussir Trace : 6 points clés », Livret d'accompagnement, Ministère de l'emploi et de la solidarité - Délégation interministérielle à l'insertion des jeunes, mai 2000.

9. Une étude de la Drees (Zoyem, 2001) souligne, à travers le Fonds d'urgence sociale, les disparités départementales dans la prise en compte des situations individuelles par une politique sociale décentralisée.

10. On sait que certains départements mènent une politique d'insertion plus volontariste que d'autres. Or les indicateurs retenus ici ne mesurent que très partiellement l'importance des moyens engagés par le département en vue de l'insertion des allocataires du RMI. On aurait souhaité disposer plutôt du ratio allocataires du RMI sur nombre de personnels des CLI. Et pour être plus précis, déterminer ce ratio au niveau de chaque CLI dans la mesure où le fonctionnement des CLI peut varier de façon significative au sein d'un même département.

11. L'allocation du RMI est payée par l'État. Pour financer l'insertion des bénéficiaires du RMI, le département doit dépenser l'équivalent de 20 % des dépenses engagées par l'État au titre de l'allocation l'année précédente.

L'efficacité du contrat d'insertion

Par définition, le contrat d'insertion doit faciliter l'insertion sociale de l'allocataire, soit en lui donnant les moyens d'accéder à un emploi, soit en créant les conditions d'accès à de meilleures conditions de vie. Étudier l'effet du contrat d'insertion sur les durées passées au RMI permet de voir si ces objectifs sont atteints. La mesure de l'efficacité des contrats d'insertion à l'aune de la sortie du RMI soulève toutefois quelques difficultés. En effet, certains allocataires peuvent voir leur situation s'améliorer significativement en accédant à un emploi tout en continuant de percevoir l'allocation du fait de l'intéressement qui autorise le cumul d'un revenu d'activité et la perception de l'allocation pendant une durée déterminée par exemple. En septembre 1998, 16 % des allocataires, parmi ceux qui percevaient encore le RMI, exerçaient une activité professionnelle (CES dans un tiers des cas). De plus, l'accès à un emploi, même quand il ne permet pas ultérieurement de sortir du dispositif, peut constituer un élément de revalorisation et d'intégration sociale pour l'allocataire. Dans ce qui suit, seul l'effet du contrat d'insertion sur les sorties du dispositif est analysé.

Des sorties durables du RMI...

La définition de la sortie du RMI est difficile dans la mesure où une fraction non négligeable d'allocataires perçoit à nouveau l'allocation quelques mois après avoir connu une interruption. Ceci peut se produire soit parce que l'allocataire a rapidement perdu l'emploi ayant occasionné sa sortie du dispositif, soit parce que l'interruption correspondait à une suspension liée à des problèmes administratifs et non pas à une sortie du dispositif (12). On a donc privilégié la notion de sortie (13) « durable » à celle de sortie « instantanée » (allocataire ayant connu au moins un mois d'interruption d'allocation). Un allocataire sera considéré comme sorti du RMI s'il n'a pas perçu l'allocation pour au moins trois mois (14). Par ailleurs, les circonstances de sortie du RMI sont variées : certains allocataires sortent après avoir trouvé un emploi alors que d'autres sortent en étant toujours inactifs.

Pour tenter de pallier, en partie, les erreurs de mémoire qu'ont pu commettre certains allocata-

ires en remplissant les calendriers (celui de perception du RMI et celui d'activité, deux calendriers qui se trouvent à deux niveaux différents du questionnaire), on considère qu'un allocataire a connu une sortie par l'emploi s'il a occupé un emploi soit le mois de sa sortie du RMI (15), soit le mois d'avant, soit le mois d'après. Inversement, on dira qu'un allocataire est sorti en étant toujours inactif s'il n'a occupé aucun emploi sur cette période. Ainsi, près de la moitié (45 %) (16) des allocataires au 31 décembre 1996 ont connu au moins une sortie d'au moins trois mois en moins de deux ans (21 mois), soit par l'emploi (27 %) ou en étant toujours inactifs (18 %) (cf. tableau 3).

Un allocataire peut être sorti, mais revenu au RMI avant la fin de la période d'observation. Pour un allocataire qui a connu plusieurs sorties, seule la première est répertoriée ici. En partant de l'observation des sorties mois par mois entre janvier 1997 et septembre 1998, il est possible d'estimer par les modèles de durées, pour les allocataires qui ne sont pas encore sortis, les durées qu'ils auront passées au RMI au moment de leur sortie. En effet, l'enquête donne, pour chaque allocataire, la date d'entrée au RMI, et, pour chaque personne sortie au cours de la période d'observation, le mois de sortie.

Cette estimation soulève toutefois quelques difficultés. D'une part, la variable de durée passée au RMI est censurée à droite, la période d'observation des sorties étant limitée à 21 mois. D'autre part, l'échantillon tiré du stock des allocataires au 31 décembre 1996

12. Cependant, l'enquête ne permet pas de distinguer les vraies des fausses sorties. Pour une analyse plus précise des difficultés de définition de la sortie du RMI, se reporter à Afsa (1999).

13. Il s'agit ici de l'interruption de la perception de l'allocation et non pas de la sortie du dispositif au sens administratif du terme. Administrativement, la sortie du dispositif est qualifiée de « radiation » et se produit en principe au bout du 4^e mois de non-perception de l'allocation.

14. On a vérifié qu'on aboutissait aux mêmes résultats en considérant six mois au lieu de trois.

15. On aurait pu considérer comme sortis par l'emploi uniquement ceux qui en occupaient un le mois de leur sortie. Seulement, on a relevé un nombre non négligeable d'allocataires sortis sans emploi, selon cette dernière définition, mais qui déclaraient au moment de l'enquête être sortis par l'emploi. Une analyse de l'activité mois par mois a montré qu'ils avaient effectivement déclaré plusieurs mois d'activité, mais en décalage avec le mois de sortie.

16. La proportion des allocataires ne percevant plus le RMI à la date de l'interview est aussi de 45 %. En revanche, la proportion de ceux qui ont connu au moins un mois d'interruption de paiement de l'allocation entre janvier 1997 et septembre 1998 est de cinq points plus élevée.

présente un biais de sélection endogène (cf. encadré 4). En effet, les cohortes les plus anciennes n'étant représentées que par les individus qui ont passé des durées longues dans l'état, la non prise en compte de ce biais peut conduire à surestimer les durées.

... vers l'emploi ou l'inactivité

Dans cette perspective, l'approche utilisée par Cases et Lollivier (1994) pour analyser les sorties du chômage semble particulièrement adaptée : l'enquête RMI, comme l'enquête *Suivi des chômeurs*, porte sur les données de

stock. Cette approche permet notamment de prendre en compte le problème du biais de sélection endogène déjà souligné. Elle permet, par ailleurs, de tenir compte de la diversité des formes de sortie. Pour le RMI, on en distingue quatre : les sorties vers un emploi, à temps plein, à temps partiel ou vers un CES, et enfin les sorties vers l'inactivité. On n'a pas pu distinguer les différentes formes de sorties vers l'inactivité dans le modèle puisque celles-ci ne sont connues que pour les allocataires qui étant sortis du RMI ne percevaient pas à nouveau l'allocation au moment de l'enquête (cf. encadré 5). Pour un allocataire sorti du RMI par un emploi, on sait quel type d'emploi il occupait

Tableau 3

Répartition des allocataires du RMI au 31 décembre 1996 selon le type de sortie d'au moins 3 mois entre janvier 1997 et septembre 1998

	Sorties par un emploi à temps plein	Sorties par un CES	Sorties par un emploi à temps partiel	Sorties sans emploi	Aucune sortie du RMI	Ensemble des allocataires au 31 décembre 1996
Proportions (%)	11,5	8,5	7,5	17,6	54,9	100
Effectifs	101 171	74 974	66 330	155 593	483 891	882 047

Lecture : un allocataire peut être sorti, mais revenu au RMI avant la fin de la période d'observation. Pour un allocataire qui a connu plusieurs sorties, seule la première est répertoriée ici.

Champ : bénéficiaires du RMI au 31 décembre 1996, CAF.
Source : enquête RMI, septembre 1998 - vague 3, Insee.

Encadré 4

LES LIMITES INHÉRENTES À L'EXPLOITATION DES DONNÉES DE STOCK

Pour étudier les durées passées au RMI, il faudrait disposer d'informations sur les différentes cohortes d'entrée dans le dispositif. Or, l'échantillon de l'enquête RMI a été tiré du fichier de stock d'allocataires au 31 décembre 1996, et ne fournit pas de telles informations. En effet, dans un fichier de stock seule la situation des allocataires qui ne sont pas encore sortis du dispositif à une date donnée est observée. L'échantillon des bénéficiaires du RMI au 31 décembre 1996 ne sélectionne donc, dans les cohortes les plus anciennes, que les allocataires ayant passé des durées longues au RMI. L'échantillon présente alors un biais de sélection endogène puisque les caractéristiques de ces derniers peuvent être différentes de celles des allocataires déjà sortis du dispositif.

Un biais de sélection endogène

Pour illustrer ce biais, on peut déterminer la structure par âge au 31 décembre 1996 d'un sous-échantillon d'allocataires entrés une année donnée. Ensuite, observer mois par mois, sur les 21 mois d'observation, la nouvelle structure évaluée sur ceux qui ne sont pas encore sortis. Le graphique montre, dans le cas des

allocataires entrés au RMI en 1996 et encore présents à la fin de l'année, une forte déformation de la structure par âge au détriment des plus jeunes.

Alors que la part des moins de 30 ans est de 41 % parmi l'ensemble des présents de décembre 1996, elle n'est plus que de 33 % parmi ceux qui n'étaient toujours pas sortis en septembre 1998. Inversement, la part des 50 ans et plus est de trois points plus élevée en fin de période qu'elle ne l'était 21 mois plus tôt. Autrement dit, si au lieu de faire le tirage de l'échantillon en décembre 1996 on l'avait fait 21 mois plus tard, les représentants de la cohorte des entrants de 1996 seraient beaucoup moins jeunes (33 % des moins de 30 ans au lieu de 41 %). Ce constat suggère que les allocataires sortis entre les deux dates sont plus fréquemment des jeunes, ce qui explique une sur-représentation des plus âgés dans le fichier de stock.

L'existence de ce biais invite à un certain nombre de précautions pour interpréter les résultats. Ainsi, le taux de signature de contrat d'insertion dans la population considérée ne peut en aucun cas s'interpréter comme la probabilité qu'une personne entrée au RMI ait signé un contrat d'insertion.



au moment de la sortie (le mois de sortie ou le mois d'avant ou celui d'après) (17).

Rester longtemps au RMI diminue les chances d'en sortir

Plus l'allocataire a passé du temps au RMI, plus ses chances d'en sortir semblent diminuer : c'est ce qu'indique le paramètre α (cf. tableau 4) avec une valeur inférieure à l'unité (0,70) (18). Cette diminution est plus marquée pour les sorties vers les emplois ordinaires à temps plein ou à temps partiel, mais beaucoup plus modérée pour les sorties vers les CES. Ainsi, les allocataires les plus anciens pour lesquels l'accès à l'emploi est plus difficile gardent une chance d'occuper un CES. Un tel résultat corrobore l'esprit de la loi relative au CES puisque le but du CES est de permettre à ceux qui ont de faibles chances d'accès à un emploi ordinaire d'exercer une activité. Mais on peut aussi voir dans ces résultats une sorte de déqualification qui contribuerait à renforcer le refoulement de l'allocataire vers les secteurs les plus précaires de l'emploi dès lors que celui-ci n'a pas pu sortir rapidement du dispositif (cf. encadré 6).

La récurrence d'épisodes de RMI n'est pas rare puisque 10 % des allocataires au 31 décembre

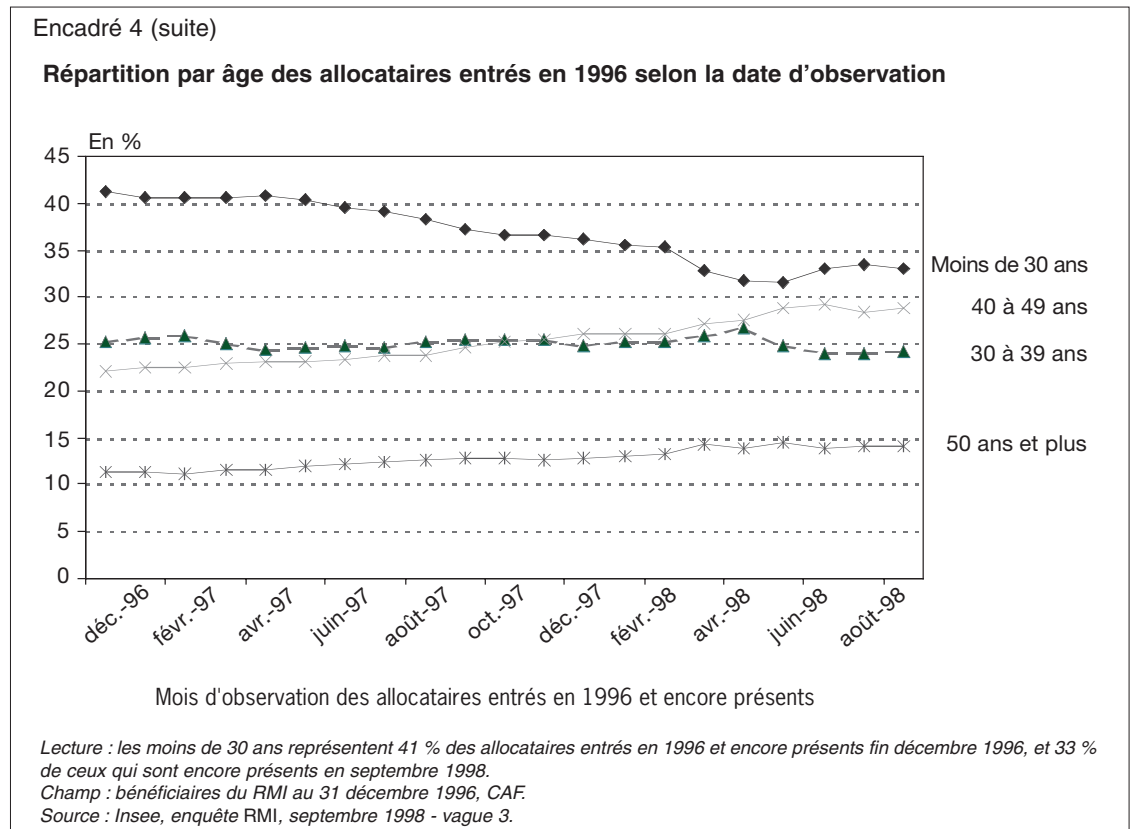
1996 déclarent qu'ils avaient déjà connu un autre passage au RMI. De plus, 15 % des allocataires sortis au cours des 21 mois d'observation ont à nouveau bénéficié du RMI avant septembre 1998. Pour ces allocataires en situation de récurrence au RMI, les chances de ressortir sont encore plus faibles.

Les contrats d'insertion professionnelle favorisent la sortie du RMI par l'emploi aidé

Les contrats d'insertion professionnelle favorisent la sortie du RMI à travers les dispositifs d'insertion destinés aux personnes en difficulté sur le marché de l'emploi. En effet, la probabilité de sortie du RMI par un CES augmente significativement (cf. tableau 4) pour les allocataires qui ont contractualisé uniquement sur l'accès à l'emploi. Il en est de même, mais dans

17. Dans le cas, peu fréquent, où le type d'emploi a changé au cours de ces trois mois, c'est d'abord l'emploi du mois de sortie qui est pris en compte, à défaut celui du mois d'avant et en dernier ressort celui du mois d'après.

18. L'évolution, en fonction de l'ancienneté, de la probabilité instantanée de sortie du RMI dépend de la valeur du paramètre α . Si $\alpha < 1$ (resp. $\alpha > 1$), la probabilité de sortie du dispositif diminue (augmente) à mesure que la durée déjà passée dans le dispositif s'accroît. Le fait de ne pas prendre en compte l'hétérogénéité inobservée peut toutefois conduire à surestimer la décroissance du hasard avec l'ancienneté dans le dispositif.



une proportion moindre, pour ceux dont les contrats prévoyaient en plus de la recherche d'emploi un ou plusieurs objectifs d'insertion sociale. En revanche, les chances de transition du RMI vers les autres issues ne sont pas significativement augmentées par la signature d'un contrat d'insertion. Elles sont même sensiblement diminuées lorsque l'objectif d'accès à un emploi est associé à un ou plusieurs objectifs d'insertion sociale.

Le rôle favorable des emplois aidés (CES) dans la sortie du RMI peut s'expliquer par plusieurs raisons. D'une part, les allocataires justifiant d'une très forte employabilité ne passent au RMI que transitoirement et peuvent sortir rapidement vers les emplois ordinaires sans avoir signé de contrat d'insertion. D'autre part, compte tenu des difficultés de la plupart des allocataires à accéder à un emploi ordinaire, notamment pour des problèmes de qualification, les efforts d'insertion professionnelle sont plus tournés vers les CES qui doivent normalement contribuer à réduire ces difficultés pour réinsérer les allocataires dans le circuit ordinaire de l'emploi (19). D'ailleurs, les allocataires qui s'adressent à l'ANPE y sont traités comme public prioritaire pour l'accès aux emplois aidés. De même, les missions locales, structure vers laquelle les jeunes allocataires du RMI (plus largement les moins de 26 ans en difficultés d'insertion professionnelle) sont

souvent orientés, proposent essentiellement des emplois aidés. Au-delà de ces deux hypothèses, le lien institutionnel existant entre le contrat d'insertion et la radiation du RMI peut renforcer la corrélation entre la contractualisation et la sortie du RMI par un CES.

En effet, au cours des quatre premiers mois de non-perception du RMI (du fait par exemple de l'accès à un CES), l'allocataire continue de bénéficier des avantages annexes liés à ce dispositif, notamment l'assurance maladie gratuite, et peut à tout moment percevoir à nouveau l'allocation sans formalités supplémentaires si sa situation financière venait à se dégrader ou en cas de modification de sa situation familiale. Après cette période, il doit être radié (20) du dispositif, sauf s'il a un contrat d'insertion en cours. Pour cette raison, un allocataire a intérêt à signer un contrat d'insertion avant de prendre un emploi susceptible de conduire à sa radiation du dispositif et

19. On sait que ces emplois aidés débouchent souvent sur le chômage, mais ils sont probablement la seule solution envisageable pour l'insertion progressive sur le marché de l'emploi ordinaire. C'est ainsi que le gouvernement a insisté en 1997, dans une directive ministérielle, auprès des acteurs locaux pour qu'au moins 25 % d'allocataires du RMI accèdent à un emploi aidé au cours de l'année dans chaque département à partir de 1998.

20. Administrativement, c'est la radiation qui marque la sortie du RMI, la non-perception de l'allocation n'empêchant pas l'allocataire de bénéficier des avantages annexes du dispositif RMI.

Encadré 5

LES SORTIES DU RMI SANS EMPLOI

Comme les sorties du RMI par un emploi, les sorties sans emploi sont liées à des raisons diverses. Cependant, l'enquête ne permet pas de les distinguer pour tous les allocataires. C'est seulement aux allocataires qui ne percevaient pas le RMI à la date de l'interview que les motifs de non-perception de l'allocation ont été demandés. Ainsi ceux qui étaient sortis du dispositif mais revenus avant la date de l'interview, n'ont pas été interrogés sur les motifs de leur sortie, soit 5 % de l'ensemble des allocataires sortis et 7 % de ceux sortis sans emploi. Une analyse simple des motifs de sortie sans emploi, pour ceux qui ont répondu à cette question, montre que l'obtention d'une autre allocation est le motif le plus fréquent (43 %), suivi de l'évolution de la situation familiale (accès du conjoint à un emploi, mise en couple, divorce ou séparation, naissance, départ ou arrivée d'un enfant) (21 %).

La sortie sans emploi deux fois plus fréquente pour les plus de 50 ans

Les motifs de sortie sans emploi sont aussi très variables avec l'âge de l'allocataire. Ainsi, bien que l'obtention d'une autre allocation soit pour toutes les tranches d'âge le motif le plus souvent déclaré, elle est deux fois plus fréquente chez les plus de 50 ans (62 %) comparativement aux moins de 30 ans (34 %). Pour ces derniers, l'évolution de la situation familiale est également un motif important de sortie sans emploi : un tiers de sorties sans emploi est dû à l'accès du conjoint à un emploi ou à un changement de la composition du foyer. Pour ceux qui obtiennent une autre allocation, la nature de celle-ci est, sans surprise, différente selon la position dans le cycle de vie. Les plus de 50 ans perçoivent plus fréquemment les pensions de vieillesse ou d'invalidité (62 %) et l'allocation d'adulte handicapé (AAH) (22 %). Entre 30 et 50 ans, trois allocataires sur cinq sortis du RMI pour une autre allocation ont obtenu l'AAH (35 %) ou une indemnité de chômage (26 %). Enfin, pour les allocataires de moins de 30 ans, ce sont les prestations familiales (APJE, API, etc.) (55 %), mais aussi les indemnités de chômage (31 %) qui sont plus fréquemment obtenues.

Tableau 4
Coefficients du modèle de durée pour la sortie du RMI

	Sortie par un emploi à temps plein		Sortie par un CES		Sortie par un emploi à temps partiel		Sortie sans emploi		Ensemble des sorties	
Coefficient (α)	0,65	***	0,82	***	0,66	***	0,72	***	0,70	***
Constante	- 1,51	***	- 4,01	***	- 3,02	***	- 3,17	***	- 1,34	***
Type de contrat d'insertion signé										
Contrat recherche emploi uniquement	- 0,05	ns	0,69	***	0,29	*	- 0,09	ns	0,14	**
Contrat recherche emploi et stage	- 0,16	ns	0,09	ns	- 0,11	ns	- 0,11	ns	- 0,09	ns
Contrat recherche emploi ou stage et autres	- 0,78	***	0,31	**	- 0,44	**	- 0,24	**	- 0,29	***
Contrat mais aucun sur recherche emploi	- 0,31	ns	0,11	ns	- 0,44	ns	0,08	ns	- 0,10	ns
<i>Aucun contrat d'insertion</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Âge de l'allocataire au 31 décembre 1996										
<i>Moins de 30 ans</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
30 à 39 ans	- 0,11	ns	- 0,03	ns	0,26	*	- 0,14	ns	- 0,05	ns
40 à 49 ans	- 0,25	*	- 0,30	*	0,17	ns	- 0,25	**	- 0,21	***
50 ans et plus	- 0,49	**	- 1,24	***	- 0,27	ns	0,24	*	- 0,16	*
Niveau d'études de l'allocataire										
Jamais/ Fin primaire au maximum (1)	- 1,32	***	- 0,18	ns	- 0,98	***	- 0,02	ns	- 0,58	***
Jamais/Fin primaire au maximum (2)	- 1,48	***	- 0,07	ns	- 0,33	ns	0,05	ns	- 0,46	***
6° à 3° (y c. technique professionnel court) / primaire supérieur	- 0,75	***	0,39	**	- 0,35	**	0,18	ns	- 0,21	***
Seconde à terminale (technique ou général)	- 0,28	*	0,07	ns	- 0,30	ns	0,16	ns	- 0,14	*
<i>Études supérieures (technique ou général)</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Avez-vous des problèmes de santé, des handicaps qui vous empêchent de travailler ?										
Oui, en permanence	- 1,86	***	- 1,34	***	- 1,91	***	0,15	ns	- 0,58	***
Oui, souvent ou parfois	- 0,41	***	- 0,32	**	- 0,26	*	0,08	ns	- 0,18	***
<i>Non, aucun</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Nombre de passages au RMI (y c. celui-ci)										
<i>Une seule fois</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Deux fois au moins	- 0,48	***	- 0,53	***	- 0,52	***	- 0,07	ns	- 0,33	***
Sexe de l'allocataire										
<i>Homme</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Femme	- 0,87	***	0,20	ns	0,39	***	0,19	**	- 0,04	ns
Statut matrimonial légal de l'allocataire										
Vit en couple : conjoint en activité janvier 98	0,72	***	0,26	ns	0,54	**	1,16	***	0,77	***
Vit en couple : conjoint chômeur / inactif janvier 98	0,02	ns	- 0,82	***	- 0,32	ns	0,12	ns	- 0,14	*
Seul après rupture conjugale (yc. Veuvage)	- 0,11	ns	0,07	ns	0,20	ns	0,17	ns	0,09	ns
<i>Célibataire</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Nombre d'enfant à charge (en janvier 98)										
<i>Sans enfant</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Un enfant	0,03	ns	- 0,79	***	0,09	ns	- 0,18	ns	- 0,17	**
Deux enfants ou plus	0,04	ns	- 0,29	ns	- 0,09	ns	0,03	ns	- 0,03	ns
Évolution du foyer : janv. 97-sept. 98										
Mise en couple ou naissance (accueil) d'un enfant	0,12	ns	0,19	ns	0,01	ns	0,77	***	0,40	***
Séparation, décès / départ (ou 25 ans) d'un enfant	0,37	ns	- 0,15	ns	- 0,50	ns	0,47	***	0,21	*
<i>Aucun changement de la taille du foyer</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	



Tableau 4 (suite)

	Sortie par un emploi à temps plein		Sortie par un CES		Sortie par un emploi à temps partiel		Sortie sans emploi		Ensemble des sorties	
Poids des allocataires du RMI dans le département de résidence										
< 90 % moyenne nationale	0,59	***	0,60	***	0,30	**	0,22	**	0,40	***
≥ 90 % et < 110 % moyenne nationale	0,37	***	0,46	***	0,25	ns	0,15	ns	0,29	***
≥ 110 % et < 130 % moyenne nationale	- 0,08	ns	0,83	***	0,18	ns	0,17	ns	0,25	***
≥ 130 % moyenne nationale	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
1. Allocataire ayant déclaré éprouver souvent ou parfois des difficultés de lecture, d'écriture ou de calcul dans la vie courante (cf. encadré 3).										
2. Allocataire ayant déclaré n'éprouver aucune difficulté de lecture, d'écriture ou de calcul dans la vie courante (cf. encadré 3).										

Lecture : comparativement aux allocataires âgés de moins de 30 ans, les 50 ans et plus sortent moins rapidement vers l'emploi à temps plein ou vers les CES (coefficient négatif et significatif), mais ne se distinguent pas pour les sorties vers les emplois à temps partiel. Coefficients : très significatif *** = 1 % ; ** = 5 %, peu significatif ; * = 10 % et ns = non significatif.

Champ : bénéficiaires du RMI au 31 décembre 1996, CAF.

Source : enquête RMI, septembre 1998-vague 3, Insee.

Encadré 6

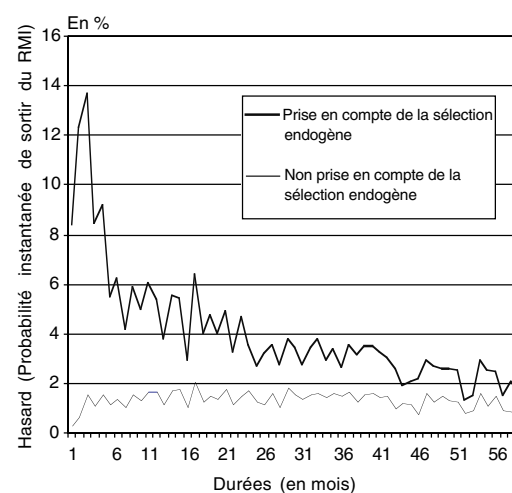
ESTIMATION PARAMÉTRIQUE D'UN MODÈLE DE DURÉES PASSÉES AU RMI SUR UN ÉCHANTILLON DE STOCK D'ALLOCATAIRES : CORRECTION DU BIAIS DE SÉLECTION ENDOGÈNE

La modélisation économétrique des durées

La modélisation économétrique des durées suppose, au préalable, de choisir la loi statistique qui décrit le mieux la durée passée au RMI. Cette loi est caractérisée par : la fonction de hasard notée $h(t)$, la fonction de densité $f(t)$ et la fonction de survie $S(t)$. La fonction de hasard définit la probabilité instantanée de sortir de l'état, c'est-à-dire la probabilité de sortir à la date t sachant qu'on n'est pas sorti auparavant.

Pour déterminer la forme de la loi suivie par les durées passées au RMI, on a fait une estimation non paramétrique de ces durées. Compte tenu du problème de biais de sélection endogène, une estimation simple du type Kaplan-Meier n'est pas satisfaisante. On a donc eu recours à une estimation corrigeant ce biais. Comme le montre le graphique la fonction de hasard de la sortie du RMI est monotone décroissante alors qu'en l'absence de correction du biais on aurait obtenu une fonction de hasard constante (cf. annexe 2 pour l'estimation de cette fonction). Sur la base de ce résultat, on a donc choisi de modéliser la fonction de hasard par une loi de Weibull (qui suppose un hasard monotone).

Sortie du RMI : estimation non paramétrique de la fonction de hasard



Champ : bénéficiaires du RMI au 31 décembre 1996, CAF.
Source : enquête RMI, septembre 1998 - vague 3.

qui risque de prendre fin très prochainement (21). Des cas de signature de contrats d'insertion peu de temps avant le début d'un CES sont souvent évoqués par les travailleurs sociaux, mais l'enquête ne permet pas de dire dans quelles proportions puisque la date de signature du contrat n'est pas connue.

Enfin, la moindre propension à sortir du RMI dans le cas des contrats à objectifs d'insertion

sociale, combinés avec ceux d'accès à l'emploi, concerne probablement les allocataires déjà les plus désavantagés au moment de leur entrée dans le dispositif (22). Avoir contractualisé sur ces objectifs peut donc être inter-

21. C'est notamment le cas des CES puisque la durée réglementaire est de 3 à 12 mois.

22. Cette signature peut être l'indice de l'hétérogénéité non prise en compte par les caractéristiques individuelles introduites dans le modèle.

Encadré 6 (suite)

Les paramètres de la loi des durées sont estimés par la maximisation de la log-vraisemblance de l'échantillon. La vraisemblance dans le modèle de durée s'écrit comme une fonction de la densité et de la survie, soit :

$$L = \prod_{i=1}^n f(t_i)^{c_i} S(t_i)^{1-c_i}$$

où n est le nombre d'individus de l'échantillon, t_i la durée passée dans l'état, c_i est la variable indicatrice décrivant la censure des durées. Elle vaut 0 si la durée est censurée pour l'individu i et 1 sinon.

Soit :

$$\log L = \sum_{i=1}^n c_i \log f(t_i) + \sum_{i=1}^n (1-c_i) \log S(t_i)$$

En utilisant la relation $h(t_i) = f(t_i)/S(t_i)$ on a :

$$\log L = \sum_{i=1}^n c_i \log h(t_i) + \sum_{i=1}^n \log S(t_i)$$

La fonction de hasard de la loi de Weibull dans le cadre d'un modèle à risques proportionnels s'écrit :

$$h(t) = \alpha t^{\alpha-1} \exp(X\beta)$$

et la fonction de survie : $S(t) = \exp(-t^\alpha \exp(X\beta))$

où X est le vecteur des variables exogènes et β le vecteur des coefficients associés à ces variables. Ces variables exogènes ont été introduites pour tenir compte de l'hétérogénéité individuelle. Il existe deux formes d'hétérogénéité individuelle : l'hétérogénéité observée caractérisée par les variables connues, et l'hétérogénéité non observée liée aux caractéristiques non décrites dans le fichier. Seule l'hétérogénéité observée est traitée ici. La valeur du paramètre α permet de déterminer la façon dont évolue la probabilité instantanée de sortie du RMI en fonction de l'ancienneté dans le dispositif. Le hasard est constant si $\alpha = 1$, croissant si $\alpha > 1$ et décroissant sinon.

En notant x_i' le vecteur ligne des valeurs prises par les variables exogènes pour l'individu i , on a :

$$h(t_i) = \alpha t_i^{\alpha-1} \exp(x_i' \beta)$$

$$\log L = \sum_{i=1}^n c_i [\log \alpha + x_i' \beta + (\alpha-1) \log t_i] - \sum_{i=1}^n (\exp(x_i' \beta)) t_i^\alpha$$

Pour tenir compte du biais de sélection endogène, on maximise la vraisemblance conditionnellement au fait que l'allocataire était toujours dans le dispositif à la date de tirage de l'échantillon. Ici, la probabilité d'une durée t_i conditionnellement à la date d'entrée de l'allocataire i au RMI s'écrit (Gouriéroux et Monfort, 1991) :

$$f(t_i) = \frac{h(t_i)S(t_i)}{S(e_i)}$$

où e_i est la durée dans l'état au début de la période d'observation des sorties.

Dans ce cas, on aboutit à l'expression suivante pour la log-vraisemblance conditionnelle (Cases et Lollivier, 1994) :

$$\log L = \sum_{i=1}^n c_i [\log \alpha + x_i' \beta + (\alpha-1) \log t_i] - \sum_{i=1}^n (\exp(x_i' \beta)) (t_i^\alpha - e_i^\alpha)$$

Dans le cas des sorties à destinations multiples (K issues), il faut écrire, pour chaque issue, la vraisemblance comme ci-dessus. Soit pour l'issue k :

$$\log L_k = \sum_{i=1}^n c_{ki} [\log \alpha_k + x_i' \beta_k + (\alpha_k-1) \log t_i] - \sum_{i=1}^n (\exp(x_i' \beta_k)) (t_i^{\alpha_k} - e_i^{\alpha_k})$$

La log-vraisemblance totale du modèle est la somme des log-vraisemblances des différentes issues :

$$\log L = \sum_{k=1}^K \left\{ \sum_{i=1}^n c_{ki} [\log \alpha_k + x_i' \beta_k + (\alpha_k-1) \log t_i] - \sum_{i=1}^n (\exp(x_i' \beta_k)) (t_i^{\alpha_k} - e_i^{\alpha_k}) \right\}$$



1. Une variante du modèle ne prenant pas en compte les récurrences au RMI, soit une régression sur les 3 022 observations, donne des résultats sensiblement équivalents, à part le fait que les coefficients α sont plus faibles.

prété comme un indice de fort désavantage de l'allocataire. En tout état de cause, si les contrats à objectifs d'insertion sociale ont un effet positif sur les sorties, cet effet ne peut être qu'indirect.

En définitive, le rôle du contrat d'insertion sur la sortie du RMI est très mitigé (23). Il est certes perçu positivement par les signataires

sortis ultérieurement du RMI. Plus de la moitié d'entre eux (56 %) déclarent que les contrats

23. Le rapport réalisé par le Cerc à l'occasion de l'évaluation du dispositif RMI en 1992 relevait déjà cette difficulté à faire le lien entre contrat d'insertion et sortie du RMI (Euvrard et al., 1991). Il soulignait, en revanche, l'importance de ces contrats et plus généralement de l'intervention sociale, dans l'insertion professionnelle à travers les dispositifs d'insertion destinés aux bénéficiaires du RMI.

Encadré 6 (fin)

Les épisodes de RMI

L'échantillon est constitué de 3 022 individus, parmi lesquels 1 713 ont connu au moins une sortie du RMI de trois mois minimum entre janvier 1997 et septembre 1998 ; 306 ont touché à nouveau le RMI après être sortis et 13 sont retournés dans le dispositif après une deuxième sortie de plus de trois mois. On a ainsi 3 341 épisodes de RMI (2). Pour les deuxième et troisième épisodes, l'allocataire est considéré comme un nouvel individu avec une nouvelle date d'entrée (la date de retour au RMI), mais conserve ses autres caractéristiques.

La censure (épisode en cours à la fin de la période d'observation) est importante puisqu'elle concerne 46 % de l'échantillon (pourcentage calculé sur les effectifs non pondérés) (3). Par rapport aux contrats d'insertion, elle varie de 38 % pour ceux qui ont contractualisé sur l'insertion professionnelle uniquement à 52 % quand les contrats prévoient une forme d'insertion non (directement) professionnelle. Elle est d'autant plus forte que l'allocataire est âgé (35 % pour les moins de 30 ans contre 58 % pour les plus de 50 ans), ou que son niveau de qualification est faible (30 % pour les diplômés de l'enseignement supérieur contre plus de 61 % pour ceux qui n'ont jamais fait d'études ou qui ont arrêté au niveau du primaire).

L'hétérogénéité individuelle

Les variables d'hétérogénéité individuelle retenues dans la modélisation des durées sont les suivantes : âge de l'allocataire au 31 décembre 1996, sexe, statut matrimonial (combiné le cas échéant avec la situation professionnelle du conjoint en janvier 1998), niveau d'études, présence d'enfant à charge, état de santé au moment de l'enquête, changements de situation familiale au cours de la période d'observation et enfin récurrence au RMI. L'effet des caractéristiques de l'environnement institutionnel et économique (poids démographique des allocataires du RMI dans le département de résidence par exemple) est aussi testé dans le modèle. Chacune de ces variables est introduite dans le modèle par les variables dichotomiques représentant ses modalités.

Avoir signé ou non un contrat d'insertion sera aussi traité comme une variable exogène. Cette hypothèse est forte. En effet, il est possible que des variables non observées influent simultanément sur la signature du contrat d'insertion et sur la sortie, ce qui conduirait à biaiser l'estimation (3). L'interprétation à donner à cette variable est par ailleurs délicate en l'absence dans l'enquête de la date de signature. En effet, si une sortie peut être attribuée à l'influence du contrat d'insertion signé peu de temps auparavant, il n'en est pas de même quand la contractualisation a eu lieu plusieurs mois, voire des années plus tôt. On peut simplement mesurer ici si les signataires de contrats d'insertion ont, toutes choses égales par ailleurs, une probabilité de sortie plus forte que les autres allocataires.

Quatre groupes de signataires de contrats d'insertion ont été constitués en fonction de la nature de ces contrats, et plus précisément du cumul des objectifs d'insertion professionnelle avec les autres. Le premier groupe est constitué des allocataires pour lesquels les contrats prévoient uniquement l'insertion professionnelle. Pour les deux suivants, la contractualisation portait sur l'insertion professionnelle, mais aussi sur l'accès à un stage de formation ou à une activité d'insertion pour le second et à d'autres formes d'insertion (accès aux soins de santé, au logement et aide à la réalisation des démarches administratives) pour le troisième (4). Enfin, pour le dernier groupe, la contractualisation ne portait que sur des objectifs d'insertion sociale non (directement) professionnelle.

2. Pour corriger de ce biais on pouvait estimer, par maximisation de la vraisemblance, un modèle joint dans lequel sont déterminées simultanément la probabilité de signer un contrat d'insertion et la durée passée au RMI, sous l'hypothèse d'autocorrélation des résidus des deux équations. Ce modèle permet de tenir compte de l'hétérogénéité non observée. Cette approche est utilisée par Bonnal et al. (1997) pour analyser l'impact des politiques de l'emploi sur les trajectoires professionnelles des bénéficiaires.

3. Ce taux est de 56 % sur les effectifs pondérés. En effet, la première vague d'enquête (septembre 1997) avait permis de repérer les allocataires ne percevant plus l'allocation et de les surreprésenter dans l'échantillon.

4. Si un allocataire a évoqué à la fois l'objectif d'insertion professionnelle, l'accès aux stages de formation et un autre objectif, il est classé par rapport à cet autre objectif et non pas par rapport à l'accès aux stages.

ont été utiles pour la sortie du dispositif : parce qu'ils ont facilité les recherches d'emplois ou de stages (27 %), la rencontre avec une assistante sociale (20 %) ou pour une autre raison (9 %). Néanmoins, ils favorisent en fait l'accès à des emplois aidés qui n'assurent pas nécessairement une véritable insertion professionnelle. D'ailleurs, la perception qu'ont les allocataires de l'efficacité des contrats d'insertion est en réalité contrastée. Elle est assez positive pour ceux qui sont sortis du RMI en accédant à un emploi aidé, et plus généralement pour ceux qui ont un faible potentiel professionnel. En revanche, les allocataires qui ont un potentiel professionnel plus élevé estiment plus souvent que le contrat d'insertion n'a pas été utile pour leur sortie du RMI (Lefèvre et Zoyem, 1999).

Indépendamment du contrat d'insertion, les caractéristiques individuelles jouent un rôle

déterminant dans la durée passée au RMI. C'est notamment le cas de l'âge, de la qualification et de l'état de santé.

Être jeune et diplômé diminue les durées passées au RMI

Les probabilités de sortie du RMI vers les emplois à temps plein ou vers les CES sont d'autant plus élevées que l'allocataire est jeune. Quant aux sorties sans emploi, elles se font beaucoup plus lentement pour les allocataires d'âge moyen (40 à 49 ans) et un peu plus rapidement pour les 50 ans et plus. Pour ces derniers, cette modalité de sortie peut être le signe d'une éligibilité aux prestations vieillesse ou à l'allocation d'adulte handicapé (AAH).

Tout comme l'âge, le niveau d'études a une forte influence sur les sorties du RMI. Prises

Tableau 5
Ancienneté observée et durée estimée au RMI (en mois)

	Ancienneté moyenne observée au 31 août 1998 (1)	Durée moyenne estimée à la sortie du RMI	Rapport durée observée/durée estimée
Sexe de l'allocataire			
Homme	48	19	2,5
Femme	47	19	2,
Âge de l'allocataire au 31 décembre 1996			
Moins de 30 ans	33	12	2,7
30 à 39 ans	53	17	3,1
40 à 49 ans	50	25	2,0
50 ans et plus	61	29	2,1
Niveau d'études de l'allocataire			
Jamais/Fin primaire au maximum (2)	57	34	1,7
Jamais/Fin primaire au maximum (3)	55	27	2,1
6 ^e à 3 ^e (y c. technique professionnel court)/primaire supérieur	47	16	3,0
Seconde à terminale (technique ou général)	42	14	3,1
Études supérieures (technique ou général)	33	10	3,2
Poids du RMI dans le département de résidence			
Poids allocataires RMI du département : < 90 % moyenne nat.	42	14	3,0
Poids allocataires RMI du département : ≥ 90 et < 110 % moyenne	44	16	2,8
Poids allocataires RMI du département : ≥ 110 et < 130 % moyenne	47	17	2,7
Poids allocataires RMI du département : ≥ 130 % moyenne	52	24	2,2
Ensemble	48	19	2,5
1. Observation incomplète puisque ceux qui ne sont pas sortis se voient affecter leur ancienneté au 30 août 1998.			
2. Allocataire ayant déclaré éprouver souvent ou parfois des difficultés de lecture, d'écriture ou de calcul dans la vie courante (cf. encadré 3).			
3. Allocataire ayant déclaré n'éprouver aucune difficulté de lecture, d'écriture ou de calcul dans la vie courante (cf. encadré 3).			

Lecture : pour les allocataires de 30-39 ans, l'ancienneté moyenne observée fin août 1998 est de 53 mois, la durée moyenne estimée à la sortie du RMI de 17 mois, et le rapport de la première sur la seconde de 3,1.

Champ : bénéficiaires du RMI au 31 décembre 1996, CAF.

Source : enquête RMI, septembre 1998-vague 3, Insee.

globalement, les sorties se font d'autant plus difficilement que le niveau d'études de l'allocataire est faible. Ces difficultés sont accentuées en cas de problèmes d'expression en langue française. Toutefois, la prise en compte des motifs de sortie du RMI fait ressortir une certaine transposition de la hiérarchie des niveaux d'études sur l'échelle des statuts sur le marché de l'emploi à la sortie du RMI. D'une part, les allocataires ayant atteint l'enseignement supérieur, et dans une certaine mesure ceux qui ont arrêté leurs études entre la seconde et la terminale, sortent généralement rapidement du RMI vers les emplois ordinaires à temps plein ou à temps partiel. D'autre part, ceux qui ont arrêté leurs études entre la sixième et la troisième sortent plus rapidement par un CES. Enfin, ceux qui n'ont jamais fait d'études ou qui les ont arrêtées au niveau du primaire, en particulier lorsqu'ils connaissent des problèmes d'expression en langue française, quittent beaucoup plus difficilement le dispositif vers un emploi. Ainsi, les allocataires issus de l'enseignement supérieur restent trois fois moins longtemps au RMI que ceux qui n'ont pas fait des études ou les ont arrêtées très tôt et qui connaissent, de surcroît, des problèmes d'expression en langue française (10 mois en moyenne contre 34) (cf. tableau 5).

Ces durées estimées, qui prennent en compte la sous-représentation des allocataires à faibles durées dans le fichier de stock, permettent de mieux apprécier l'ampleur des différences entre allocataires. En effet, si on se fondait sur les anciennetés moyennes observées dans le fichier d'allocataires au 31 août 1998, le rapport entre ces deux catégories ne serait que de 1,7 (33 mois contre 57) alors que selon notre estimation il est de 3,4 (34/10). Cette variable (ancienneté observée) est du reste difficilement interprétable puisqu'elle dépend à la fois du biais de sélection de l'échantillon et des sorties observées entre janvier 1997 et septembre 1998.

Les effets des changements de situation professionnelle ou familiale sur la sortie du RMI

Le RMI est une allocation différentielle dont le montant dépend à la fois du nombre de personnes composant le foyer et de l'ensemble de leurs ressources. On peut donc s'attendre, en cas de modification de la situation profession-

nelle d'un membre du ménage ou de la taille du foyer, à une diminution ou une augmentation, voire une interruption de l'allocation. Par exemple, un allocataire qui se met en couple avec une personne sans ressources verra le montant de son allocation augmenter alors qu'elle aurait été diminuée ou interrompue si le conjoint disposait de ressources financières (autre que le RMI). De même, alors que la naissance d'un enfant se traduit par une augmentation du montant de l'allocation accordée à un couple, elle aboutit généralement à une interruption du RMI pour une mère isolée, du fait de la perception de l'allocation de parent isolé (API). Le départ d'un enfant, à niveau de ressources du ménage inchangé, peut également se traduire pour le foyer par un dépassement du plafond de revenu et conduire à la sortie du RMI. Ces effets mécaniques se traduisent dans le modèle par des sorties du RMI sans emploi plus rapides pour les allocataires dont le conjoint exerçait une activité professionnelle en janvier 1998 et pour ceux dont la composition du foyer a connu une modification.

Pour les allocataires dont le conjoint exerce une activité professionnelle, l'effet mécanique du dépassement du seuil de ressources ne suffit pas à lui seul à expliquer les sorties du RMI. En effet, les sorties vers les emplois ordinaires à temps plein ou à temps partiel sont aussi favorisées, traduisant les possibilités d'accès à l'emploi des deux conjoints (24). En l'occurrence, les efforts communs de recherche d'informations sur l'emploi, puis le partage de ces informations peuvent avoir un rôle positif. De plus, l'accès à l'emploi de l'un apporte non seulement un support financier à l'autre, mais peut aussi lui donner une ouverture sur le milieu professionnel par le biais des informations que le conjoint peut obtenir (25).

Les hommes sortent plus rapidement du RMI vers des emplois à temps plein

D'autres variables influencent les sorties du RMI. Les transitions vers l'emploi sont différenciées selon le sexe : les allocataires mas-

24. La situation vis-à-vis de l'emploi du conjoint n'est connue qu'en janvier 1998. On ne sait donc pas lequel, de l'allocataire ou du conjoint, a commencé à travailler le premier.

25. Cet élargissement du réseau peut être encore plus efficace lorsque les deux conjoints exercent (ou cherchent à exercer) dans le même secteur.

culins sortent plus rapidement vers les emplois à temps plein alors que les femmes sortent plutôt vers les emplois à temps partiel ou vers l'inactivité. Toutefois, les durées moyennes passées au RMI sont équivalentes pour les allocataires des deux sexes. On retrouve dans ces résultats le constat plus général d'une forte féminisation des emplois à temps partiel. Par ailleurs, la surreprésentation des femmes dans les sorties vers l'inactivité reflète, pour partie, le basculement d'une partie des allocataires du RMI vers des prestations telles que l'allocation de parent isolé (API) ou l'allocation pour jeune enfant (APJE).

Le relais des prestations sociales pour les plus faibles

Les sorties vers l'emploi, ordinaire ou aidé, sont par ailleurs d'autant plus difficiles que l'état de santé (déclaré par l'allocataire) est dégradé. Pour les allocataires ayant des problèmes de santé ou des handicaps les empêchant de travailler, la sortie du RMI se fait essentiellement

par l'accès à d'autres prestations sociales : près de deux sorties sur cinq pour l'ensemble des allocataires ayant déclaré des problèmes de santé, et plus de trois sur cinq quand ces problèmes sont permanents. Pour ces derniers, l'allocation obtenue est l'allocation d'adulte handicapé (AAH) dans la moitié de cas contre un tiers pour l'ensemble des allocataires ayant déclaré des problèmes de santé. En définitive, l'état de santé n'a pas d'effet significatif sur la probabilité de sortie sans emploi. Les sorties par les prestations liées au handicap seraient donc compensées par d'autres mécanismes de sortie sans emploi propres aux allocataires ne déclarant pas de problème de santé.

L'influence de l'environnement économique mérite enfin d'être soulignée. En effet, la probabilité pour un allocataire de sortir du RMI est d'autant plus faible que la proportion des allocataires du RMI dans son département de résidence est élevée : la durée moyenne est plus longue d'environ 10 mois dans les départements où ce taux est le plus élevé comparativement à ceux où il est le plus faible. □

L'auteur remercie Béatrice Sédillot pour son soutien lors de la réalisation de ce travail. Il remercie également pour leurs remarques et suggestions Denis Fougère, Stefan Lollivier, Guy Laroque, Françoise Maurel, Daniel Verger, Chantal Cases, Bruno Jeandidier, Brigitte Charbonneau, Olivier Guillot et Isa Aldeghi ainsi que les membres du groupe d'exploitation de l'enquête Sorties du RMI.

BIBLIOGRAPHIE

Sur l'enquête RMI de l'Insee

Afsa C. (1999a), « Insertion professionnelle des bénéficiaires du revenu minimum d'insertion », document de travail de la DSDS, n° 9901, Insee.

Afsa C. (1999b), « État de santé et insertion professionnelle des bénéficiaires du RMI », *Drees - Études et Résultats*, n° 7.

Afsa C. et Guillemot D. (1999), « Plus de la moitié des sorties du RMI se font grâce à l'emploi », *Insee Première*, n° 632.

Amira S. et Canceill G. (1999), « Perte d'emploi et passage par le RMI », *Dares - Premières Synthèses*, n° 25.1.

Blanpain N. et Eneau D. (1999), « État de santé et accès aux soins des allocataires du RMI », *Insee Première*, n° 655.

Autres références

Aldeghi I. (1996), *Les nouveaux arrivants au revenu minimum d'insertion*, Rapport du Credoc.

Astier I. (1997), *Revenu minimum et souci d'insertion*, Coll. « Sociologie Économique », Desclée de Brouwer.

Bodier M. (1999), « Les bases en lecture des appelés sans qualification », *Données sociales*, pp. 490-497, Insee.

Bonnal L. et Fougère D. (1990), « Les déterminants individuels de la durée de chômage », *Économie et Prévision*, n° 96, pp. 45-82.

Bonnal L., Fougère D. et Sérandon A. (1997), « Evaluating the Impact of French Employment Policies on Individual Labour Market Histories », *Review of Economic Studies*, n° 64, pp. 683-713.

Cases C. (1996), « Assurance chômage et offre de travail », *Économie et Statistique*, n° 291-292, pp. 139-149.

Demailly D. (1999), « Les sorties du RMI : des sorties souvent multiples et imbriquées », *Drees - Études et Résultats*, n° 16.

Eneau D. et Guillemot D. (2000), « L'enquête 1997-1998 sur le devenir des personnes sorties du RMI », document de travail de la DSDS, n° 3, Insee.

Lefèvre C. et Zoyem J.-P. (1999), « Les contrats d'insertion du RMI : quelle perception en ont les allocataires ? », *Drees - Études et Résultats*, n° 45.

Lhommeau B. (1999), « Les conditions de logement des allocataires du RMI », *Insee Première*, n° 685.

Zoyem J.-P. (1999a), « Contrat d'insertion et sortie du RMI : évaluation des effets d'une politique sociale », document de travail de la DESE, n° 9909, Insee.

Zoyem J.-P. (1999b), « Le contrat d'insertion du RMI : des effets contrastés sur la sortie du RMI », *Insee Première*, n° 679.

Cases C. et Lollivier S. (1993), « L'économétrie des modèles de durée avec SAS », document de travail, n° 9344 bis, Crest-Insee.

Cases C. et Lollivier S. (1994), « Estimation d'un modèle de sortie du chômage à destinations multiples », *Économie et Prévision*, n° 113-114, pp. 177-187.

Euvrard F., Paugam S. et Lion J. (1991), « Atouts et difficultés des allocataires du RMI », Coll. « Documents du Cerc », n° 102, la documentation Française, Paris.

Florens J.-P., Fougère D. et Werquin P. (1990), « Durée de chômage et transitions sur le marché du travail », *Sociologie du Travail*, n°4, pp. 439-468.

Lancaster T. (1996), *The Econometric Analysis of Transition Data*, Econometric Society Monographs, Cambridge University Press.

Lollivier S. (1997), « Modèles univariés et modèles de durée sur données individuelles », document de travail « Méthodologie Statistique », n° 9702, Insee.

Nickell S. (1987), « Estimating the Probability of Leaving Unemployment », *Econometrica*, 47, 1249-1266.

Paugam S. (1993), *La société française et ses pauvres. L'expérience du revenu minimum d'insertion*, PUF, Coll. « Recherches Politiques », (2^e édition 1995), Paris.

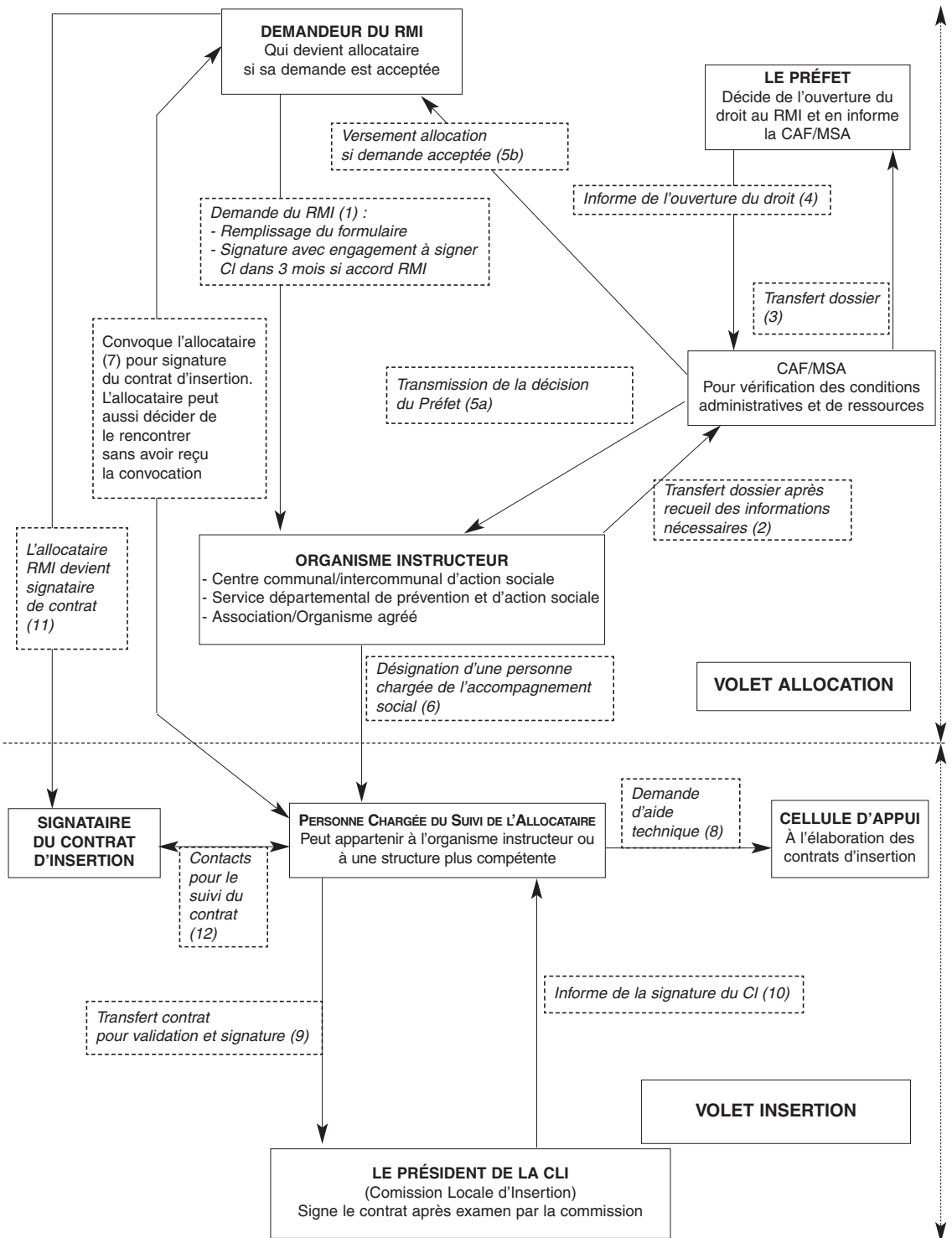
Paugam S., Zoyem J.-P. et Charbonnel J.-M. (1993), « Précarité et risque d'exclusion en France », coll. « Documents du Cerc », n° 109, la documentation Française, Paris.

Temsis (1999), *Les processus de contractualisation des allocataires du RMI à Paris*, Rapport réalisé pour la ville de Paris, Paris.

Zoyem J.-P. (2001), « La distribution du Fonds d'urgence sociale : un exemple de gestion décentralisée de l'aide sociale », RFAS, n° 1, janvier-mars, la documentation Française.

Zoyem J.-P. (1997), « L'instabilité des ressources financières des ménages », *Solidarité Santé*, n° 1 (numéro spécial sur « Pauvreté et Exclusion »), pp. 9-25.

DE LA DEMANDE DU RMI À LA SIGNATURE DU CONTRAT D'INSERTION (CI)



----- Type de lien entre entités (avec entre parenthèse le rang de la relation dans la procédure).

——— Unité concernée (organisme ou personne)

UNE ESTIMATION NON PARAMÉTRIQUE DE LA FONCTION DE HASARD AVEC CORRECTION DU BIAIS DE SÉLECTION ENDOGÈNE

La méthode utilisée ici suppose que les différentes cohortes d'entrants ont le même comportement de sortie du RMI. Plus précisément, on considère que la probabilité de sortir du RMI au bout d'un nombre d de mois est la même pour les entrants d'une année a donnée que pour ceux d'une année b quelconque. Partant de cette hypothèse, on estime de façon itérative, mois par mois, la fonction de survie et les effectifs des entrants des différentes cohortes. La fonction de hasard $h(d)$ ou probabilité de sortir au bout de d mois sachant qu'on n'est pas sorti antérieurement s'en déduit par la différence entre la survie en d et la survie en $d-1$. Cette méthode a été utilisée récemment par Afsa (1999a) sur la même enquête.

Soit e_m l'effectif des bénéficiaires du RMI en décembre 1996 qui sont entrés m mois plus tôt, c'est-à-dire ayant une ancienneté dans le dispositif, mesurée en décembre, de m mois. Par exemple e_2 représente ceux qui ont ouvert un droit au RMI en octobre 1996, et qui en sont toujours bénéficiaires en décembre 1996. L'effectif e_m ne représente qu'une partie de tous les bénéficiaires qui ont demandé le RMI il y a m mois, et dont l'effectif – inconnu – est noté e_m^* .

Cet effectif e_m^* peut se décomposer en une somme d'effectifs e_m^d , nombre d'individus entrés à m et qui sont restés dans le dispositif durant d mois. On a donc :

$$e_m^* = \sum_{d=1}^{+\infty} e_m^d = \sum_{d=1}^m e_m^d + \sum_{d=m+1}^{+\infty} e_m^d \quad (1)$$

Tous les e_m^d sont connus, pour autant que $m < d$.

Le deuxième terme de la somme (pour d compris entre $m+1$ et $+\infty$) est égal à e_m . Les autres effectifs e_m^d doivent être estimés.

Soit P_m la population de tous ceux qui ont demandé le RMI il y a au plus m mois, qu'ils en soient toujours bénéficiaires en décembre 1996 ou non. On a :

$$\text{Card } P_m = \sum_{k=0}^m e_k^*$$

Soit $S_m(t)$ la fonction de survie mesurée sur cette population P_m . On peut en estimer les différentes valeurs par un processus itératif.

En effet, on notera d'abord que tous les e_0^d sont connus (du moins pour d pas trop grand). Pour $m=1$, e_0 et e_0^1 étant respectivement l'effectif entré au RMI en décembre 1996 ($e_0 = e_0^*$), et l'effectif entré en décembre pour uniquement un mois de RMI (c'est-à-dire sorti en janvier 1997), on a :

$$S_0(1) = 1 - \frac{e_0^1}{e_0^*}$$

on peut estimer e_1^* par $\frac{e_1}{S_0(1)}$

En effet, l'hypothèse précédente peut s'écrire de la façon suivante, pour la probabilité de sortir du programme après d mois :

$$\frac{e_0^d}{e_0^*} = \frac{e_1^d}{e_1^*} = \frac{e_2^d}{e_2^*} = \dots = \frac{e_m^d}{e_m^*} = \frac{e_0^d + e_1^d + \dots + e_m^d}{e_0^* + e_1^* + \dots + e_m^*} \quad (2)$$

Ainsi, pour $d=1$ on a :

$$1 - S_0(1) = \frac{e_0^1}{e_0^*} = \frac{e_1^1}{e_1^*} = \frac{e_1^* - e_1}{e_1^*} = 1 - \frac{e_1}{e_1^*}$$

$$\text{d'où } e_1^* = \frac{e_1}{S_0(1)}$$

On en déduit facilement l'expression de e_1^1 :

$$e_1^1 = e_1^* - e_1 = [1 - S_0(1)]e_1^*$$

La fonction de survie pour la population P_1 s'écrit :

$$t = 1 \quad S_1(1) = 1 - \frac{e_0^1 + e_1^1}{e_0^* + e_1^*} = 1 - \frac{e_0^1}{e_0^*} = S_0(1)$$

$$t = 2 \quad S_1(2) = 1 - \frac{e_0^1 + e_1^1 + e_0^2 + e_1^2}{e_0^* + e_1^*} = S_1(1) - \frac{e_0^2 + e_1^2}{e_0^* + [e_1^1 / S_0(1)]} = S_0(1) - \frac{e_0^2 + e_1^2}{e_0^* + [e_1^1 / S_0(1)]}$$

Toutes les valeurs $S_1(1)$ et e_k^d ($k = 0, 1$ et $d = 1, 2$) étant connues $S_1(2)$ peut être calculée.

Avec un processus itératif, toutes les valeurs de la survie $S_1(t)$ peuvent aussi être calculées pour $t > 1$:

$$S_1(3), S_1(4), \text{ etc.}$$

Étapes par étapes, on peut calculer les valeurs des $S_{m-1}(t)$, e_k^d et e_k^* ($k \leq m - 1$) sur la population P_{m-1} et en déduire celles de la population P_m .

On estime d'abord e_m^* par $\frac{e_m}{S_{m-1}(m)}$;

Les e_m^d sont estimés par $e_m^d = [S_{m-1}(d-1) - S_{m-1}(d)]e_m^*$.

En effet

$$S_{m-1}(d) = 1 - \frac{\sum_{i=1}^d e_0^i + \sum_{i=1}^d e_1^i + \dots + \sum_{i=1}^d e_{m-1}^i}{e_0^* + e_1^* + \dots + e_{m-1}^*}$$

$$S_{m-1}(d-1) = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{d-1} e_0^i + \sum_{i=1}^{d-1} e_1^i + \dots + \sum_{i=1}^{d-1} e_{m-1}^i}{e_0^* + e_1^* + \dots + e_{m-1}^*}$$

$$= 1 - \frac{\sum_{i=1}^d e_0^i + \sum_{i=1}^d e_1^i + \dots + \sum_{i=1}^d e_{m-1}^i - (e_0^d + e_1^d + \dots + e_{m-1}^d)}{e_0^* + e_1^* + \dots + e_{m-1}^*}$$

$$= S_{m-1}(d) + \frac{e_0^d + e_1^d + \dots + e_{m-1}^d}{e_0^* + e_1^* + \dots + e_{m-1}^*} = S_m(d) + \frac{e_m^d}{e_m^*}$$

D'où $e_m^d = [S_{m-1}(d-1) - S_{m-1}(d)]e_m^*$

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

Marc Gurgand et David Margolis *

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

4. Voir Lagarenne et Legendre (2000).

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

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

Les déterminants de l'emploi

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Encadré 1

PLUSIEURS SOURCES DE DONNÉES

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

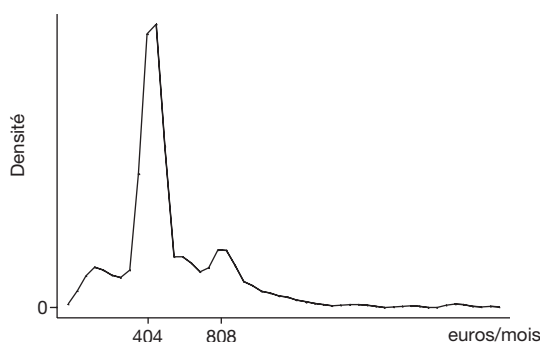
7. Les bénéficiaires de l'allocation de parent isolé (API) à cette date ne figurent pas dans cet échantillon, malgré la proximité des situations dans certains cas.

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

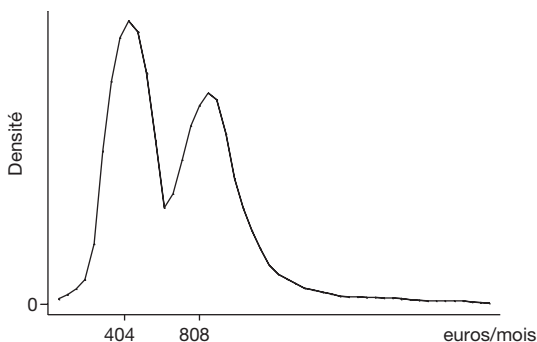
9. Il s'agit des salaires mensuels nets déclarés à l'enquêteur au mois de l'enquête, à l'exception de tout autre revenu, notamment de l'éventuel intéressement.

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

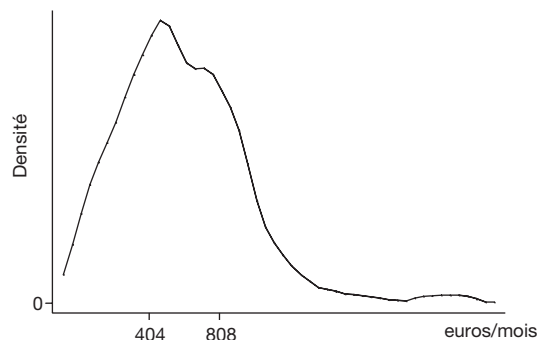
A – Femmes, tous salaires



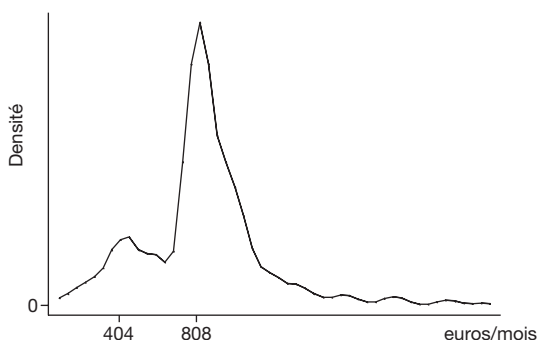
B – Hommes, tous salaires



C – Femmes, hors CES



D – Hommes, hors CES



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

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

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

donc simplement estimés par les moindres carrés ordinaires.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

MÉTHODE D'ESTIMATION ET DE SIMULATION

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

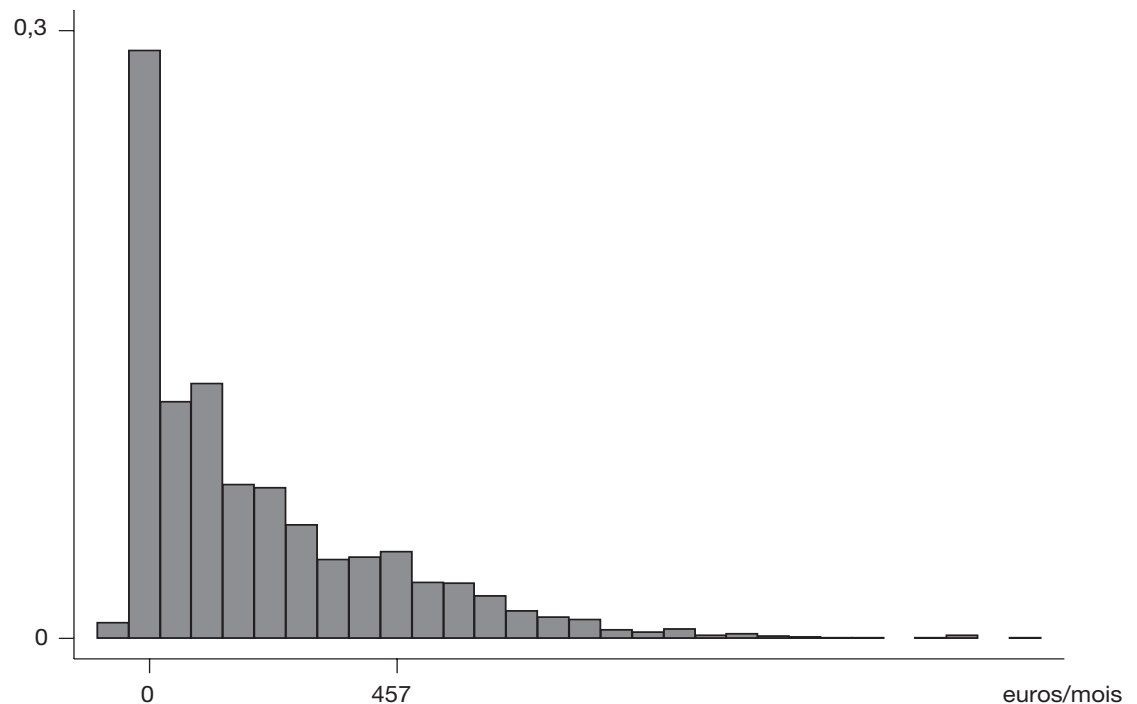
$$\exp(x(b + g) + U)$$

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

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

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

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



Source : enquête Emploi, 1998, Insee.

Encadré 3

RMI, REVENU DU TRAVAIL ET REVENU DISPONIBLE

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

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

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

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

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

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



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

Encadré 3 (suite)

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

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

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

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

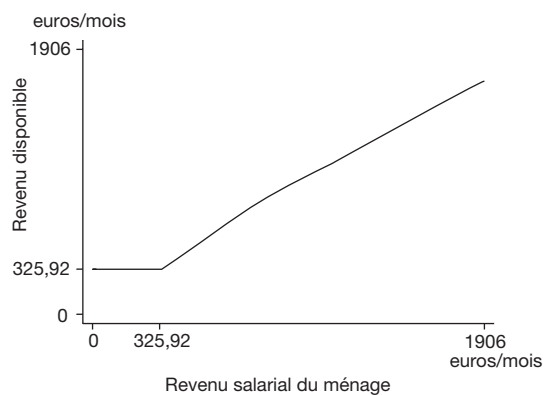
Le système d'aide sociale français impose donc des taux marginaux d'imposition sur les revenus du travail qui sont élevés – jusqu'à 100 % et localement l'infini – en raison de l'accumulation de transferts différentiels et sous condition de ressources. Ce point a été souvent souligné et la discussion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

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

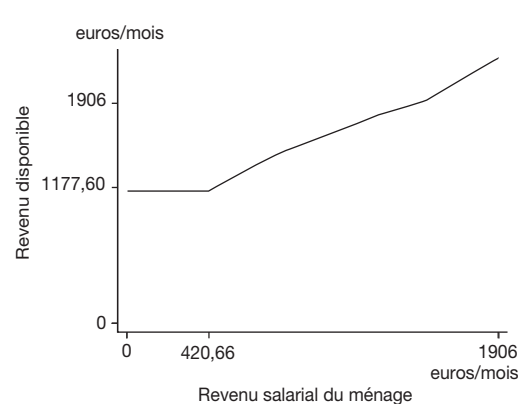
3. Les barèmes utilisés dans l'ensemble de ce texte sont tirés du Barème social périodique 1998.

Graphique Revenu du travail et revenu disponible

1 – Personne seule sans allocation logement



2 – Couple avec trois enfants et allocation logement



Source : les auteurs.

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

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

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

Tableau 2
Revenus disponibles au RMI par type de ménage

En euros par mois (données pondérées)

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

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

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

En euros par mois (données pondérées)

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

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

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

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

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

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

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

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

A – Salaire potentiel affecté à un seul membre du ménage

En euros par mois (données pondérées)

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

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

En euros par mois (données pondérées)

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

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

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

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

Des gains plus faibles pour les femmes seules avec des enfants

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

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

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

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

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

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

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.
-

Aide au logement et emploi

Cédric Afsa*

Parmi les allocataires du RMI sans conjoint ni enfant, ceux qui bénéficient d'une aide au logement reprennent plus souvent que les autres une activité. Ce résultat peut surprendre. En effet, les bénéficiaires d'une aide disposent d'un revenu global supérieur. De plus, l'aide au logement est fortement redistributive, et les gains retirés de la reprise d'un emploi se trouvent réduits par la diminution concomitante de l'aide. Ceci pourrait dissuader les chômeurs à reprendre un emploi, surtout à temps partiel.

En fait, l'explication de ce résultat est double. Tout d'abord, il tient au mécanisme d'intéressement permettant de cumuler à court terme RMI et revenu d'activité, et au fait que l'aide au logement ne couvre pas l'intégralité du loyer : une partie -- le reste à charge -- demeure à la charge du bénéficiaire. La théorie économique standard prédit que cette personne cherchera à travailler davantage pour faire face au reste à charge. C'est celui-ci, et non pas le montant de l'aide au logement, qui s'avère la variable économique déterminante. Ensuite, la réduction de l'aide consécutive à la reprise d'un emploi n'intervient pas tout de suite, mais avec un délai pouvant atteindre dix-huit mois. Seuls les effets sur les tout premiers mois de la reprise d'activité sont ici analysés. Il n'est pas possible, faute de données, d'apporter une réponse à la question de l'effet de l'aide à plus long terme sur l'activité.

Il reste que cette explication purement économique du phénomène ignore le premier objectif d'une aide au logement : aider son bénéficiaire à accéder à – ou à conserver – son autonomie résidentielle, facteur d'intégration économique et sociale. De fait, on constate sur cet échantillon une très forte mobilité résidentielle, que les données ne permettent pas de cerner avec suffisamment de précision. L'analyse conjointe des trajectoires résidentielles et d'activité apporterait un éclairage supplémentaire sur le lien entre aide au logement et activité.

* Cédric Afsa appartient au CREST-Insee.

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

Les aides personnelles au logement sont destinées à aider les ménages qui, à cause de la modicité de leurs ressources, doivent consacrer une part importante de leur budget au paiement du loyer ou au remboursement du prêt d'accession. Fortement dégressives avec le niveau de revenu, ces aides sont conçues en premier lieu pour venir en aide aux plus modestes et notamment aux personnes sans emploi. Elles comptent de ce fait parmi les prestations les plus redistributives du système français de protection sociale.

Cependant, cette dégressivité les expose à plusieurs critiques. Elles auraient notamment un effet néfaste sur le comportement d'activité. En effet, lorsqu'un chômeur bénéficiant d'une aide au logement retrouve un emploi, l'augmentation de son revenu disponible fait diminuer le montant de l'aide. Tout se passe donc comme s'il ne conservait qu'une partie des gains tirés de la reprise d'activité, le reste étant (implicitement) prélevé par le système des aides sociales. Dans certains cas de figure, ce taux de prélèvement peut être particulièrement élevé, comme le montre le tableau 1.

Il compare les revenus disponibles, avant impôt, d'un célibataire sans enfant dans trois configurations d'activité (sans emploi, emploi rémunéré à hauteur d'une moitié de Smic, emploi rémunéré au Smic), selon la perception ou non d'une aide au logement (cf. tableau 1). Sans emploi, l'individu reçoit le RMI. S'il prend un travail à plein temps rémunéré au Smic, le gain salarial est de 784 euros nets. Mais ce gain ne se retrouve pas intégralement dans l'évolution du revenu global : si l'individu ne perçoit pas d'aide au logement, son revenu total augmente de $784 - 322 = 462$ euros, et le « manque à gagner » est de 322 euros ; avec une aide au logement, ce manque à gagner est nettement plus élevé (500 euros) parce que l'aide, recalculée sur la base des ressources

d'activité, diminue de 178 euros. On notera qu'*a priori* une personne ne gagne pratiquement rien à reprendre un travail à mi-temps payé au Smic si elle bénéficie par ailleurs d'une aide au logement (son revenu passe de 570 euros à 573 euros).

Lorsque l'aide au logement se combine à un minimum social, le taux de prélèvement apparaît prohibitif. L'aide au logement serait désincitative à la reprise d'une activité, surtout à temps partiel. Elle contribuerait alors à enfermer les personnes sans emploi dans une « trappe à pauvreté » (Hornung, 1996).

À notre connaissance, il n'y a pas eu en France de travaux empiriques sur la question précise du lien entre aide au logement et comportement d'activité chez les allocataires du RMI, qui testeraient la prédiction d'une désincitation au travail (1). La question est, il est vrai, très complexe, et l'article n'en examine qu'un aspect. Ses limites sont notamment les suivantes. D'abord, l'analyse porte sur une population particulière, les allocataires du RMI sans conjoint ni enfant. Les résultats ne peuvent donc être généralisés sans précaution. Ensuite, il cherche seulement à répondre à la question suivante : les bénéficiaires d'une aide au logement ont-ils aussi souvent un emploi que les non-bénéficiaires ? Il serait donc abusif d'en extrapoler les conclusions à la question plus générale du caractère incitatif ou dissuasif de l'aide vis-à-vis de l'emploi. On verra, en effet, que le taux de prélèvement implicite auquel sont soumises les personnes bénéficiant à la fois du RMI et de l'aide au logement

1. Un article récent de Laroque et Salanié (1999) traite des incitations financières au travail dans un contexte plus large. Mais ces auteurs se trouvent confrontés à la question délicate, surtout dans le cas du Rmi et de l'aide au logement, de l'imputation des montants de prestations sociales aux individus supposés en bénéficiaire. À l'inverse, ces informations figurent dans les bases de données que nous avons utilisées.

Tableau 1
Revenu mensuel selon le statut d'activité et la perception d'une aide au logement en 1997

En euros

	Sans emploi (au RMI)	Mi-temps rémunéré au Smic	Temps complet rémunéré au Smic
Sans aide au logement	322	392	784
Avec une aide au logement	570	573	854

Lecture : l'aide au logement a été calculée pour une personne seule payant un loyer de 305 euros dans un logement HLM de la région parisienne. En cas de RMI sans aide au logement, le forfait logement a été appliqué. Il s'agit des revenus calculés avant impôt et n'incluant pas la taxe d'habitation, dont sont exonérés les allocataires du RMI. La prise en compte, dans les calculs, de l'impôt sur le revenu et de la taxe d'habitation ne change rien à l'analyse du phénomène que l'on souhaite mettre ici en évidence.

Source : calculs de l'auteur sur la base des barèmes de 1997 (en accord avec la période de la source statistique utilisée pour le travail empirique).

varie au cours du temps : il est nul dans les tout premiers mois suivant la reprise d'activité, et atteint sa valeur maximale au-delà d'un an. Dans ces conditions, il faudrait aussi étudier le lien *dynamique* entre le niveau de ce taux et la situation d'emploi de l'individu, ce que l'article n'aborde que très partiellement.

Par ailleurs, le point de vue adopté ici est strictement économique : l'aide au logement est réduite à son seul aspect monétaire, et on s'intéresse à son effet, en tant que revenu, sur le comportement d'activité. Ce parti pris va certes permettre de donner et justifier des résultats assez peu intuitifs *a priori*, mais il se révélera trop restrictif, et la perspective doit être élargie. Devraient être intégrées *explicitement* dans l'analyse des notions comme la solidarité familiale (dont peuvent jouir les allocataires hébergés par leur famille), l'autonomie résidentielle (facteur d'intégration sociale et professionnelle), sans parler de la mobilité résidentielle, particulièrement importante dans cette population. Enfin, les données portent sur les années 1997 et 1998, et sont donc antérieures à l'entrée en vigueur, en 2000, de nouvelles règles de calcul de l'allocation logement lors de la sortie du RMI (voir *infra*).

Effets potentiels de l'aide au logement sur le comportement d'activité des allocataires du RMI : que cherche-t-on à mesurer ?

En règle générale, le revenu minimum d'insertion (RMI) est versé sous la forme d'une allocation dite « différentielle », égale à la différence entre le montant du RMI et les ressources éventuelles de l'allocataire (prestations sociales ou revenus d'activité). Cependant, cette règle n'est pas appliquée dans deux cas. Le premier concerne la reprise d'activité, où les revenus du travail ne sont pas comptés durant les tout premiers mois de la reprise et ne le sont que partiellement pendant les douze mois suivants – c'est la règle dite « d'intéressement » ; le deuxième cas est celui de l'aide au logement, qui n'est que partiellement décomptée au titre des ressources (cf. encadré 1).

L'aide au logement, quant à elle, est une prestation conçue pour aider son bénéficiaire à accéder à son autonomie résidentielle et la conserver. Pour y avoir droit, le demandeur doit justifier de charges financières, un loyer à payer ou un prêt d'accession à la propriété à rembourser. Cela signifie qu'il vit dans un

logement indépendant. Dans le cas contraire, s'il est hébergé par des parents ou amis – une situation concernant près de 40 % des isolés du RMI – il ne peut y prétendre.

L'aide au logement ne couvre jamais l'intégralité du loyer (ou de la mensualité de prêt) payé(e) par l'individu. Elle est proportionnelle au montant du loyer, mais le coefficient de proportionnalité est toujours inférieur à un. De plus, le loyer aidé est plafonné : dans le cas où le loyer dépasse le plafond, l'excédent reste intégralement à la charge du locataire. Ce cas de figure est très fréquent chez les allocataires du RMI isolés, puisqu'il en concerne plus d'un sur deux (Amrouni, 2000).

D'une manière générale, le montant de l'aide est recalculé une fois par an, au premier juillet, sur la base des revenus de l'année précédente. Dans l'intervalle, il est réajusté en cas de changement de situation notable. C'est ainsi le cas d'un individu entrant au RMI : les revenus d'activité ou de substitution qu'il a pu percevoir l'année précédente ne sont pas comptés pour le calcul de l'aide, et cette neutralisation vaut pour toute la durée d'inscription au RMI. Lorsqu'il sort du RMI, la neutralisation cesse et le montant de son aide au logement est recalculé sur la base des ressources perçues un ou deux ans avant (2) (cf. encadré 1).

Dans ces conditions, le tableau 1 néglige les phénomènes de court terme et transitoires induits par les règles de calcul du RMI et de l'aide au logement. Il compare, en effet, des situations financières qui sont sensiblement espacées dans le temps (un à deux ans). Le montant de la première colonne correspond à la situation de l'allocataire du RMI avant la reprise d'un emploi. Les montants des deux autres colonnes sont calculés en supposant que l'intéressement du RMI ne s'applique plus et que l'aide au logement a été recalculée sur la base des nouveaux revenus d'activité. Ils supposent en outre que l'individu qui a retrouvé un emploi le conserve sur une durée assez longue.

Si on pense que le taux de prélèvement (3) peut avoir un effet sur le comportement d'activité, cet effet n'est *a priori* pas le même selon

2. Les mesures prises par la conférence sur la famille de juin 2000 permettent maintenant de lisser l'effet de seuil sur le montant de l'aide au logement produit par la sortie du RMI.

3. On désignera ainsi, par la suite, la perte de revenu induite par la diminution de l'aide au logement et par la fin de la période d'intéressement.

LE RMI ET L'AIDE AU LOGEMENT : PRINCIPALES DISPOSITIONS

Revenu minimum d'insertion

Créé en décembre 1988, le revenu minimum d'insertion joue le rôle d'un filet de sécurité pour les personnes qui n'ont pas ou peu de ressources et ne peuvent relever d'autres dispositifs déjà mis en place, tels que le système d'indemnisation du chômage ou les minima sociaux catégoriels. Il faut avoir au moins 25 ans pour en bénéficier, sauf à être chargé de famille. Son objectif est double. D'une part, il garantit un niveau minimum de revenu. D'autre part, il encourage la réintégration sociale et professionnelle par le biais du contrat d'insertion. Le contenu de ce contrat peut concerner aussi bien des questions de travail que de santé, de logement ou de formation. Dans les faits, l'emploi est le thème le plus fréquent (Zoyem, 2001). Les allocataires du RMI sont fréquemment orientés vers des emplois aidés, comme ceux faisant l'objet d'un Contrat emploi solidarité (CES). De tels CES proposent, en dehors du secteur privé, un emploi à mi-temps payé au SMIC.

L'allocation versée au titre du RMI est dite « différentielle » : Le bénéficiaire qui dispose déjà de ressources, quelle qu'en soit la nature (revenu d'activité ou prestations sociales), reçoit un complément lui permettant d'atteindre un niveau minimal (à savoir précisément le RMI). Ce niveau dépend de la taille de famille. On rappelle à ce titre que le RMI est un droit familial, et non individuel. Censé couvrir les besoins fondamentaux de l'ensemble des membres du « foyer RMI », il est calculé sur la base de leurs ressources globales.

Ce caractère différentiel de l'allocation connaît deux exceptions principales : la première est ce qu'on appelle l'intéressement (sous-entendu : à la reprise d'une activité). Une personne sans emploi qui reprend une activité peut cumuler l'ensemble ou une partie des revenus qu'elle en retire et son allocation de RMI. En simplifiant (1), le cumul avec l'intégralité des revenus du travail vaut pour une durée de un à trois mois. Ensuite, et ce pendant les douze mois suivants, seule la moitié des ressources d'activité est retenue pour calculer le montant de l'allocation (2). Si le montant des ressources retenues reste inférieur au niveau du RMI (c'est le cas pour un CES), l'allocataire percevra encore l'allocation. En revanche, si ses ressources dépassent le niveau du RMI (un temps plein au SMIC par exemple), il sera d'abord administrativement suspendu : bien que ne percevant plus d'allocation, il continuera néanmoins à bénéficier des droits « connexes », tels que la couverture maladie, ou l'aide au logement « à taux plein » (voir *infra*). Puis, au bout de quatre mois en général, il sera radié du droit au RMI, à moins que sa situation d'activité ait changé dans l'intervalle. Enfin, au bout de cette période de douze à quinze mois, les règles d'intéressement ne s'appliquent plus : le salaire est compté intégralement dans l'assiette ressources. Un emploi à mi-temps payé au SMIC ne permet plus de percevoir l'allocation.

La seconde exception au caractère différentiel de l'allocation du RMI concerne les bénéficiaires de l'aide au logement. Seule une partie de cette aide, corres-

pondant à un montant forfaitaire fixé en fonction du nombre de personnes du foyer (montant appelé « forfait logement ») est incluse dans l'assiette des ressources prises en compte pour le calcul de l'allocation. L'aide fournit alors un appréciable supplément de ressources : dans le cas des personnes seules sans emploi par exemple, elle ajoute en moyenne 50 % à leur allocation de RMI.

Aide personnelle au logement

Le mode de calcul de l'aide étant particulièrement complexe, on se contente d'en rappeler les règles essentielles. L'aide est proportionnelle au montant du loyer (ou de la mensualité de prêt) acquitté(e) :

$$a = k(\bar{\ell} - \ell_0 + ch),$$

où k est le coefficient de prise en charge qui dépend des ressources et de la taille du ménage, $\bar{\ell}$ le loyer ou la mensualité de remboursement du prêt, qui dépend de la taille du ménage et de la zone de résidence, ℓ_0 est le « loyer minimum » qui est fonction des ressources et de la taille du ménage et ch est un montant forfaitaire de charges qui ne dépend que de la taille du ménage. Le coefficient k vaut 0,90 ou 0,95 (selon la catégorie de l'aide) en l'absence de ressources, et décroît à un rythme moyen de 10 % par tranche de 1 524 euros (10 000 francs) de ressources annuelles. Le loyer $\bar{\ell}$ sur lequel l'aide est calculée est plafonnée, le plafond dépendant de la zone géographique. Ainsi, l'aide n'intervient plus au-delà d'un certain niveau de dépenses en logement. Autrement dit, dans le cas où le loyer dépasse ce niveau, l'excédent reste intégralement à la charge du locataire. Cette situation concerne 53 % des allocataires du RMI isolés percevant une aide au logement, qui gardent, en moyenne, 45 % de leur loyer à leur charge (Amrouni, 2000). Enfin, le loyer minimum ℓ_0 est proche de 0 lorsque les ressources sont nulles, et augmente avec elles.

L'aide au titre du mois m est versée à son bénéficiaire, en règle générale, au début du mois $m+1$, sur présentation de la quittance de loyer. En cas de loyer impayé, le versement de l'aide est suspendu. Lorsque le logement appartient au parc social, l'aide est en fait directement déduite du loyer. Le locataire règle donc à son bailleur le reste à charge. C'est le principe dit « du tiers payant ».



1. Malgré une refonte intervenue fin 1998, les règles de cumul du RMI avec des revenus d'activité restent complexes. Pour de plus amples précisions, voir la circulaire du 22 janvier 1999 de la direction de la Sécurité sociale.

2. Dans le cas d'un CES, on retient les deux-tiers du salaire et la période de cumul s'achève à la fin du contrat.

que l'individu se projette ou non à moyen terme. Dans le premier cas, s'il bénéficie d'une aide au logement il sait que s'il trouve un emploi, il sera lourdement taxé ultérieurement, au moment de la révision du montant de l'aide. Cela peut alors le dissuader de reprendre une activité, surtout si on lui propose un emploi à mi-temps. Dans cette hypothèse, on devrait observer un taux d'activité inférieur chez les bénéficiaires d'une aide au logement. Dans le second cas, comme il ne se projette pas à moyen terme, il reprend un emploi simplement parce qu'il a, grâce aux règles d'intéressement du RMI, un intérêt financier immédiat à le faire. Il ne découvre qu'au moment de la révision de l'aide au logement (au premier juillet de l'année suivante) que le gain provenant de la reprise d'activité n'est pas aussi important qu'il l'escomptait : son aide au logement diminue à ce moment-là. Il peut alors décider de cesser de travailler. Si ce schéma correspond à la réalité des comportements, l'arrêt ultérieur de l'activité devrait être plus fréquent chez les bénéficiaires d'une aide au logement que chez les autres personnes ayant repris un emploi.

Le fait de ne pas se projeter à moyen terme peut indiquer une forte préférence pour le présent : la diminution de l'aide n'est pas anticipée. Mais il peut aussi provenir d'un raisonnement à (très) long terme : le fait d'accepter aujourd'hui un travail peu rémunérateur peut ouvrir des perspectives d'emploi et de rémunération plus favorables dans l'avenir (Laurent *et al.*, 2000).

Avant d'explicitier les stratégies d'estimation que ceci implique, il convient de s'arrêter sur les données dont nous disposons, car elles résultent d'un dispositif de collecte original qui leur confère des avantages sur les sources

statistiques habituelles, très appréciables pour les estimations à effectuer.

L'enquête sur les allocataires du RMI : la précision des données administratives combinée à la pertinence des données d'enquête

La principale source utilisée ici est l'enquête sur le devenir des allocataires du RMI, qui combine des données administratives et des informations recueillies directement auprès des personnes enquêtées.

Un échantillon représentatif des bénéficiaires du RMI en décembre 1996 a été tiré dans les bases de données des Caisses d'allocations familiales (4), organismes chargés de verser la prestation. À cette occasion, plusieurs informations concernant les droits des individus aux différentes prestations ont été retenues.

Un tel procédé offre plusieurs avantages. D'abord, il assure la représentativité de la population visée, en l'espèce les allocataires du RMI, représentativité qui fait défaut aux enquêtes usuelles auprès des ménages. Par exemple, l'enquête *Emploi*, souvent utilisée pour étudier les comportements d'activité, donne un effectif de 136 000 bénéficiaires du RMI sans conjoint ni enfant, à la recherche d'un emploi ; 17 000, soit 13 %, sont hébergés par leurs parents ou amis. Selon l'enquête *RMI* ces effectifs sont respectivement de 338 000 et de 139 000 (41 % de personnes

4. Les Caisses d'allocations familiales couvrent 97 % des bénéficiaires du RMI en France métropolitaine. En sont exclus ceux relevant des régimes agricoles. Les départements d'Outre-Mer ne font pas partie du champ de l'enquête.

Encadré 1 (suite)

Le montant de l'aide est en théorie recalculé une fois par an, au 1^{er} juillet, sur la base des ressources déclarées au titre de l'année civile précédente. Ainsi, les revenus d'activité perçus au cours du premier semestre sont effectivement pris en compte trois semestres après. En outre, des ajustements de l'aide ont lieu lorsqu'il y a des changements notables de situation. En particulier, lorsqu'un individu « entre au RMI », on ne tient pas compte des revenus d'activité ou de substitution qu'il a pu percevoir deux ans auparavant (si cette entrée s'effectue avant le premier juillet) ou l'année précédente (si elle est postérieure à cette date). Il reçoit alors une aide au logement calculée avec un taux maximum (taux plein),

et ce, tant qu'il reste au RMI. Ce type de mécanisme est conçu pour permettre à l'individu de continuer à payer son loyer et de conserver ainsi son autonomie résidentielle. Lorsqu'il « sort du RMI », le montant de son aide au logement est recalculé en fonction des ressources déclarées deux ans avant (si la sortie a lieu au cours du premier semestre de l'année civile) ou un an avant (si elle se produit au cours du second semestre) (3).

3. Les mesures prises par la conférence sur la famille de juin 2000 permettent maintenant de lisser l'effet de seuil sur le montant de l'aide au logement induit par la sortie du RMI.

hébergées) : les effectifs, les structures et les définitions diffèrent donc sensiblement entre les deux sources (on se reportera à l'article de B. Lhommeau dans ce même numéro). Ensuite, les variables extraites des bases des Caisses d'allocations familiales sont par définition mesurées sans erreur. L'expérience montre, en effet, que les réponses apportées à des questions de type administratif sont souvent imprécises, surtout lorsqu'elles nécessitent d'importants efforts de mémoire. L'exemple probablement le plus parlant est celui de la date d'entrée au RMI. Cette information fait partie de celles qui ont été collectées directement dans les bases des Caisses d'allocations familiales. Elle a été aussi demandée aux individus lors de l'enquête. Le rapprochement des deux montre que la moitié des allocataires se sont trompés sur la date, avec un écart d'au moins six mois. Or, on estime à six mois la durée maximale de perception du RMI pour un tiers des allocataires (Afsa, 1999). On voit donc l'intérêt d'avoir enregistré des informations dont la précision est assurée. Le droit à une aide au logement en décembre 1996, qui joue un rôle central dans les estimations, rentre dans ce cas de figure.

L'enquête elle-même a consisté à interroger deux fois les personnes retenues dans l'échantillon, en janvier puis en septembre 1998. Le questionnement a été centré sur les problèmes d'insertion professionnelle, et on dispose notamment d'un calendrier mensuel d'activité. D'autres thèmes transversaux, comme le logement, la santé, l'expérience ou encore les relations sociales, ont été abordés.

Une deuxième source statistique a été utilisée. Il s'agit d'une base de données locales, qui fournit plusieurs informations socio-économiques au niveau de la zone d'emploi (le territoire métropolitain en compte 350). Elle s'est révélée décisive pour l'étude, en fournissant non seulement des données renseignant sur l'environnement de l'individu, mais aussi des variables permettant l'identification du modèle économétrique retenu. Connaissant la commune de résidence de chaque allocataire de l'enquête, on a pu importer la zone d'emploi correspondante, grâce à la table de passage entre l'identifiant communal et celui de la zone.

Les données utilisées comportent néanmoins deux inconvénients majeurs. Le premier est qu'elles concernent des individus relevant d'une catégorie administrative. Ils ont donc

été « sélectionnés », notamment parmi tous ceux rencontrant des difficultés d'insertion sur le marché du travail, selon des règles ou en fonction de comportements que l'on ne sait pas contrôler. En d'autres termes, on est confrontés à un « biais de sélection ». Les estimations sont donc nécessairement conditionnelles au fait que l'individu a été au RMI en décembre 1996, et il faut imposer des hypothèses pour interpréter correctement les résultats. Il faut, par exemple, supposer que l'entrée au RMI n'est pas corrélée au bénéfice d'une aide au logement. Deuxième inconvénient : il s'agit d'un « fichier de stock », d'une photographie des allocataires du RMI à une date donnée, en l'espèce décembre 1996. On aurait souhaité tirer partie du calendrier mensuel d'activité, en estimant par exemple des modèles de durée, mais on ne dispose pas, pour notre problématique, des informations rétrospectives qui auraient permis de corriger du biais de sélection endogène.

On a limité l'étude aux seuls isolés allocataires du RMI (*i.e.* sans conjoint ni enfant), et ce, pour plusieurs raisons. Ils constituent d'abord près de 60 % de la population bénéficiaire. Ensuite, dans le cas d'un couple, il faudrait prendre en compte le comportement d'activité des deux adultes puisque le RMI est un droit familial. Cela demanderait d'utiliser des modèles collectifs d'offre de travail, beaucoup plus complexes à spécifier et à estimer. De toute manière, les données à notre disposition ne permettent pas de le faire correctement. Enfin et surtout, l'aide au logement est en principe la seule prestation sociale qu'un individu isolé peut cumuler avec le RMI ou des ressources d'activité. Dans les autres configurations, et surtout s'il a des enfants, il faut non seulement tenir compte des prestations possibles, mais aussi raisonner en unités de consommation, le barème du RMI étant lui-même construit avec une échelle d'équivalence qui lui est spécifique. Au total, l'échantillon compte 1 699 individus isolés, dont un tiers bénéficiait d'une aide au logement en décembre 1996. 32 % ont déclaré une activité rémunérée au cours du premier semestre 1997.

Deux catégories de variables ont été introduites dans les modèles économétriques : des caractéristiques individuelles d'une part, des variables d'environnement d'autre part. Ces dernières sont censées capturer une partie des effets du contexte pouvant contraindre les décisions individuelles. Les variables indi-

viduelles sont l'âge, le sexe, le diplôme, la nationalité, le bénéficiaire d'une aide au logement et son montant en décembre 1996. Les deux dernières variables ont été collectées directement dans les bases de données gérées par les organismes sociaux en charge du RMI. Les variables de contexte, quant à elles, sont la taille de l'agglomération où vit l'allocataire du RMI, et la probabilité de survie au bout de cinq ans des entreprises créées en 1990 dans la zone d'emploi, qui est censée mesurer la situation économique locale (5). Le tableau 2 donne la répartition de la population étudiée selon ces variables.

Reprendre un emploi pour faire face au reste à charge

Conformément à l'analyse faite précédemment, on devrait constater un effet négatif ou nul de l'aide au logement sur l'activité, que l'individu se projette ou non à moyen terme.

Tableau 2
Structure de la population étudiée

	En %
Âge	
25-29 ans	34,6
30-34 ans	19,1
35-39 ans	12,3
40-44 ans	9,9
45-49 ans	10,8
50 ans ou plus	13,3
	100,0
Diplôme	
Sans diplôme ou CEP	45,5
BEPC, CAP, BEP	29,1
Bac ou enseignement supérieur	25,4
	100,0
Sexe	
Homme	67,6
Femme	32,4
	100,0
Nationalité	
Française	87,7
Étrangère	12,3
	100,0
Aide au logement en décembre 96	
Non bénéficiaire	67,6
Bénéficiaire	32,4
	100,0
Taille d'agglomération	
Rurale ou moins de 5 000 habitants	19,4
Entre 5 000 et 200 000 habitants	36,0
200 000 habitants ou plus	44,6
	100,0

Champ : isolés au sens du RMI.

Sources : enquête RMI 1998, base de données locales ; Insee.

En réalité, les résultats des estimations, présentés ci-dessous, donnent un effet positif.

Un tel résultat, pourtant quelque peu contre-intuitif, peut en fait s'expliquer, en faisant appel à un modèle d'allocation budgétaire en deux étapes (*two stage budgeting* : Deaton et Muellbauer, 1980), dans la tradition de Strotz (1957) et Gorman (1959) (cf. encadré 2). Le recours à ce type de modèle se justifie par le fait que l'octroi de l'aide au logement est conditionnel au paiement effectif du loyer : en cas d'impayé, l'aide est suspendue. S'il veut bénéficier de l'aide au logement, l'individu doit réserver une partie de ses ressources au paiement de son loyer.

Le modèle suppose que l'individu réserve prioritairement une partie de ses ressources au paiement de ses charges de logement : c'est la première étape de l'allocation budgétaire. Puis, seconde étape du processus, il arbitre entre travail et consommation sur la base des ressources qui restent disponibles à l'issue de la première étape. Comparons alors la situation d'une personne hébergée, pour qui le logement est gratuit, et celle d'un locataire. À l'issue de la première étape, les ressources du premier sont constituées de l'allocation de RMI et d'éventuels revenus d'activité. Celles du second sont plus faibles, car amputées du reste à charge, c'est-à-dire de la part du loyer qui n'est pas couverte par l'aide : si, conformément à la théorie économique standard, on suppose que le travail est un bien inférieur, l'individu cherchera à travailler davantage.

La prédiction du modèle théorique a été testée en spécifiant un modèle économétrique (cf. encadré 3). Le modèle est constitué de deux équations. La première estime le reste à charge en décembre 1996. Deux variables jouent un rôle spécifique. La première est le taux de logements vacants, lors du recensement de 1990, dans la zone d'emploi, qui est un indicateur de l'offre de logements et donc de la possibilité d'avoir un logement indépendant et une aide au logement. On s'attend donc à un effet positif de la variable sur le reste à charge. La seconde est l'existence d'un enfant qui ne vit plus avec l'allocataire du RMI, indiquant par là que celui-ci continue à vivre dans un logement pouvant comporter plusieurs pièces et d'un loyer relativement élevé. L'effet

5. On aurait pu prendre le taux de chômage local, qui, d'ailleurs, conduit à un effet légèrement supérieur. Mais cet indicateur est plus exposé à la critique d'une possible endogénéité.

devrait aussi être positif sur le reste à charge. La seconde équation explique la situation d'activité constatée au cours du premier semestre 1997 mesurée par une variable binaire (emploi/pas d'emploi), par le reste à charge et par d'autres caractéristiques socio-économiques. Les résultats des estimations figurent dans le tableau 3.

On note l'effet positif et très significatif des deux variables utilisées pour expliquer spécifiquement le « reste à charge » (la part de logements vacants, l'existence d'un enfant hors foyer). Par ailleurs, l'âge a un effet positif, conformément au fait que l'autonomie résidentielle s'acquiert au cours du cycle de vie et concerne moins les jeunes que les plus âgés. Deux autres résultats, moins attendus, méritent d'être signalés. Ils sont plus délicats à interpréter, et ce, d'autant que l'on est ici confronté au biais de sélection imposé par le champ d'analyse (les allocataires du RMI). Le premier porte sur l'avantage relatif dont

bénéficient les femmes dans la perception d'une aide au logement. Ce résultat peut être rapproché de constats faits en population générale, sur la différenciation des trajectoires résidentielles selon le genre : les femmes partent plus tôt et de manière moins provisoire du domicile parental. Par ailleurs, il n'est pas exclu que les femmes soient davantage aidées par les services sociaux que les hommes dans l'accès à l'autonomie résidentielle. Autre résultat, le reste à charge est plus faible dans les communes rurales ou les petites agglomérations (moins de 5 000 habitants), probablement du fait de loyers moins élevés.

Le reste à charge a un effet positif et significatif (au seuil de 5 %) sur la situation d'activité (colonne 2 du tableau 3) : conformément aux prédictions du modèle théorique, un individu bénéficiant d'une aide au logement a tendance, dans l'immédiat, à reprendre un emploi pour faire face au reste à charge. Les autres résultats sont sans surprise.

Encadré 2

LE MODÈLE ÉCONOMIQUE

Le modèle économique utilisé part du modèle canonique d'offre de travail, qui fait dépendre la fonction d'utilité du nombre h d'heures travaillées et de la consommation d'un panier de biens. Le travail est rémunéré au taux w , et on peut supposer, sans trop de difficultés, que w est exogène, car la grande majorité des allocataires du RMI qui prennent un emploi sont payés au SMIC (Rioux, 2001). Dans les biens de consommation, on isole le logement, et on suppose qu'il est un bien gratuit pour les uns (ceux qui n'ont pas d'aide au logement) et que les autres (ceux qui reçoivent une aide au logement) le consomment à hauteur du loyer ℓ . Les autres biens de consommation c sont supposés être au prix unitaire. Les deux étapes du modèle sont les suivantes :

- première étape : l'individu affecte une part de ses ressources à payer ses frais de logement. S'il est hébergé par de la famille ou des amis, cette part est nulle puisque le logement est gratuit ;
- seconde étape : l'individu arbitre entre travail et consommation, sur la base des ressources disponibles à l'issue de la première étape.

Dans le cas d'une personne isolée, les ressources autres que salariales se limitent en principe au RMI et à l'aide au logement. Soit \bar{r} le niveau du RMI et a le montant de l'aide au logement perçu. Ce montant est, en toute généralité, une fonction du loyer ℓ et des ressources d'activité wh : $a = a(\ell, wh)$. Si cette personne prend un emploi, il y a, à très court terme, cumul

intégral entre RMI et revenus d'activité, et l'aide au logement est perçue « à taux plein » :

$$a(\ell, wh) = a(\ell, 0)$$

À l'issue de la première étape, c'est-à-dire après paiement (éventuel) du loyer, les ressources disponibles s'élèvent à :

- $wh + \bar{r} + a(\ell, 0) - \ell$, s'il y a une aide au logement ;
- $wh + \bar{r}$, sinon.

La quantité $\ell - a(\ell, 0) = rac(\ell)$ est le « reste à charge », c'est-à-dire le montant du loyer qui n'est pas couvert par l'aide, et qui est toujours strictement positif. On notera que $rac(\ell)$ est une fonction croissante du loyer. Si le logement est gratuit, le reste à charge est nul par définition : $rac(0) = 0$.

La contrainte budgétaire prise en compte lors de la deuxième étape peut alors s'écrire :

$$c \leq wh + \bar{r} - rac(\ell) = wh + y$$

où y est l'ensemble des ressources non salariales. Pour autant que le travail soit un bien inférieur, $\partial h / \partial y < 0$.

Par conséquent, $\partial h / \partial rac = -\partial h / \partial y > 0$: le reste à charge a un effet positif sur l'offre de travail.

Que se passe-t-il à plus long terme ?

Avant de tirer les conclusions de ces résultats, il reste à examiner l'effet à moyen terme de l'aide au logement sur l'activité, au moment où le montant de l'aide s'ajuste effectivement aux variations des ressources. On a vu qu'il était possible qu'un bénéficiaire d'une aide au logement ayant repris un emploi, y renonce finalement, surtout si l'emploi est peu rémunéré, estimant trop faible l'avantage financier qu'il en tire après la réactualisation de l'aide au logement.

On a alors cherché à estimer l'impact de l'aide au logement sur la propension à être en emploi en septembre 1998, pour tous ceux ayant repris une activité au premier semestre 1997 (cf. encadré 4). Les résultats figurent dans le tableau 4.

Dans l'hypothèse d'un tel effet, le dernier paramètre de la troisième colonne du tableau 4 (coefficient de l'indicatrice d'une situation d'emploi avec aide au premier semestre 1997) devrait être significativement inférieur à l'avant dernier paramètre (coefficient de l'indicatrice

d'une situation d'emploi sans aide au cours de ce même semestre). Or les deux valeurs sont quasiment égales. Il ne semble donc pas y avoir d'effet à plus long terme de l'aide au logement sur l'activité de ceux qui ont repris un emploi.

Ce résultat reste cependant très fragile, et pas seulement à cause des difficultés d'estimation rencontrées (cf. encadré 4). Les données dont nous disposons manquent en effet de recul : les (anciens) allocataires du RMI sont enquêtés une dernière fois en septembre 1998 ; or c'est en août 1998 (6) qu'ils constatent l'impact de la reprise d'activité en 1997 sur le montant de leur aide au logement. De plus, les hypothèses adoptées jusqu'à présent (l'aide est réduite à son seul aspect financier, le logement est un bien fixe, le loyer est exogène) trouvent leurs limites tout particulièrement lorsqu'on s'intéresse au moyen terme (voir *infra*).

6. Rappelons, en effet, que d'une manière générale les prestations au titre du mois m sont versées par les Caisses d'allocations familiales au début du mois $m + 1$.

Tableau 3
Emploi et reste à charge

Variables	Reste à charge	Emploi (1)
Terme constant	- 1,798*** (0,184)	0,965*** (0,295)
Âge	0,012*** (0,003)	- 0,038*** (0,004)
Diplôme		
<i>Sans diplôme ou CEP</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
BEPC, CAP, BEP	- 0,032 (0,066)	0,205*** (0,076)
Bac ou enseignement supérieur	0,047 (0,074)	0,392*** (0,084)
Sexe		
<i>Homme</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
<i>Femme</i>	0,232*** (0,060)	- 0,024 (0,078)
Nationalité		
<i>Française</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
<i>Étrangère</i>	- 0,078 (0,086)	- 0,094 (0,101)
Taille d'agglomération		
<i>Rurale ou moins de 5 000 habitants</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Entre 5 000 et 200 000 habitants	0,500*** (0,082)	- 0,236** (0,105)
200 000 habitants ou plus	0,360*** (0,082)	- 0,496*** (0,095)
Taux de survie des entreprises	0,122 (0,175)	0,559*** (0,194)
Part des logements vacants	0,925*** (0,177)	-
Existence d'un enfant hors foyer	0,337*** (0,068)	-
Reste à charge	-	0,331** (0,142)
Seuil μ (probit ordonné)	0,680*** (0,032)	-
Corrélation	- 0,244 (0,149)	

1. Situation d'emploi au premier semestre 1997 (1 si activité rémunérée, 0 dans le cas contraire).

Lecture : on a fait figurer l'écart-type entre parenthèses. *** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 %. Pour plus de détail sur le modèle économétrique utilisé, on se reportera à l'encadré 3. Toutes choses égales par ailleurs, le fait d'avoir à acquitter un reste à charge augmente la probabilité d'occuper un emploi au premier semestre 1997 : le paramètre (0,331) est significativement positif.

Champ : isolés au sens du RMI.

Sources : enquête RMI 1998, base de données locales ; Insee.

Prendre en compte les dynamiques résidentielles et d'activité

Il ressort de ces tests empiriques que l'aide au logement ne semble pas en soi un obstacle à la reprise d'activité pour les allocataires (isolés) du RMI. Ce résultat est inattendu, puisque le montant de l'aide ne varie pas à court terme. L'explication est qu'il y a

un écart de richesse entre ceux qui disposent d'un logement gratuit (et ne reçoivent pas d'aide au logement) et ceux qui ont un loyer à payer (et qui reçoivent une aide), parce que l'aide au logement ne couvre que partiellement le loyer. Le locataire a toujours un reste à sa charge. On retrouve alors le résultat standard suivant : parce qu'il y a moindre richesse, l'offre de travail est plus élevée. C'est ainsi le reste à charge (la différence

Encadré 3

LE MODÈLE ÉCONOMÉTRIQUE D'ACTIVITÉ À COURT TERME

Le reste à charge se révélant la variable théorique pertinente, on l'a introduite comme variable expliquant la situation d'activité emploi/non emploi, à côté des autres variables socio-démographiques. Le problème ici est que le reste à charge n'est pas observé puisqu'on ne connaît malheureusement pas le montant du loyer payé par le locataire en décembre 1996. On peut toutefois l'approcher de la manière suivante. Lorsque l'individu n'a pas de charge de logement et donc pas d'aide, le reste à charge est nul par définition. Dans le cas contraire, il est plus élevé pour les individus dont le loyer excède le loyer-plafond. Or, on est en mesure de repérer dans l'échantillon au moins une partie de ceux qui rentrent dans ce cas : ils correspondent aux points d'accumulation de la distribution du montant d'aide au logement.

Au total, on peut distinguer trois ensembles d'individus, susceptibles d'être ordonnés selon l'importance de leur reste à charge : ceux qui n'ont pas de loyer à payer, ceux qui ont une aide au logement avec un loyer sous le plafond, et ceux qui ont une aide avec un loyer supérieur au plafond. Le reste à charge peut alors être modélisé et estimé par un probit ordonné :

$$r^* = x_1' \beta_1 + u_1,$$

où r^* est la variable latente représentant le reste à charge et x_1 un ensemble de variables exogènes. Le modèle économétrique complet est alors un système de deux équations, la seconde expliquant la situation d'activité par le reste à charge r^* et un ensemble x_2 de variables exogènes :

$$\begin{cases} r^* = x_1' \beta_1 + u_1 \\ e^* = x_2' \beta_2 + \delta r^* + u_2, \end{cases}$$

où e^* est la variable latente représentant la situation d'activité et observée par la variable binaire e , qui vaut 1 si l'individu a déclaré une activité rémunérée au cours du premier semestre 1997, et 0 sinon. D'après le modèle théorique, le paramètre δ devrait être positif. Ce système d'équations simultanées permet de traiter la corrélation éventuelle entre les caractéristiques individuelles inobservables déterminant le reste à charge (et notamment l'accès à l'aide au logement), et celles déterminant l'accès à l'emploi. On peut en effet penser que ceux qui disposent de leur

autonomie résidentielle ont des caractéristiques propres, qui restent inobservées, leur facilitant la reprise d'activité, et la significativité de δ pourrait être due à cela.

Pour pouvoir estimer ce modèle, il faut trouver des conditions d'exclusion sur les variables. Plus précisément, il faut qu'au moins une des variables de x_1 ne soit pas dans x_2 . Les variables sont, d'une part, le taux de logements vacants, constaté au moment du recensement général de la population de 1990 (soit sept ans avant l'enquête), dans la zone d'emploi où vit l'individu, d'autre part l'existence d'un ou plusieurs enfants qui ne sont pas à la charge effective de l'allocataire du RMI, c'est-à-dire qui ne logent pas avec lui.

Le choix de la première se justifie par les mesures de politique publique du logement en faveur des ménages défavorisés, mises en œuvre notamment par la loi du 31 mai 1990 dite loi Besson. Ces mesures visent à favoriser l'accès à l'autonomie résidentielle des mal logés, en tentant de remédier au déséquilibre entre offre et demande de logements. Un des moyens est précisément la réhabilitation du parc de logements inoccupés. Dans ces conditions, les personnes en difficulté sur le plan résidentiel, ont eu d'autant plus d'occasions d'accéder à un « vrai » logement indépendant que les logements vacants étaient nombreux en 1990. En revanche, ce taux de logements vacants n'a pas de raison *a priori* d'avoir un effet sur l'activité de l'individu en 1997.

La deuxième variable suppose, quant à elle, des hypothèses un peu plus fortes sur les comportements individuels pour être pertinente. On notera d'abord que le fait d'avoir des enfants qui ne vivent pas au domicile parental peut correspondre à une grande variété de situations. À côté du cas de figure probablement majoritaire de l'enfant ayant pris lui-même son autonomie résidentielle, on peut rencontrer celui de l'enfant confié à des proches, ou bien à un organisme social. Quoi qu'il en soit, la pertinence de cette variable repose sur l'idée que les personnes concernées, au moins pour une partie d'entre elles, occupent le logement où a vécu l'enfant. On fait en outre l'hypothèse, qui semble raisonnable, que la présence d'un enfant ne peut avoir d'effet sur la trajectoire d'activité que s'il est à la charge effective de l'individu.

Les résidus u_1 et u_2 sont supposés suivre une loi normale bivariée. Le modèle a alors été estimé par le maximum de vraisemblance.

entre le loyer et l'aide au logement), et non l'aide au logement, qui est la variable économique pertinente pour décrire les comportements, en particulier à court terme, compte tenu de « l'intéressement ».

Dans l'explication proposée, l'aide au logement n'intervient que dans son seul aspect monétaire : on ne prend en compte que son « effet richesse ». Ceci aboutit à un double effet, dont l'interprétation, en termes d'incitation ou de

désincitation, est quelque peu embarrassante. D'un côté, ceux qui perçoivent une aide au logement doivent acquitter un reste à charge positif. Pour y faire face, ils travaillent davantage que les autres : l'aide serait donc incitative. De l'autre côté, parmi les personnes qui bénéficient d'une aide, celles qui supportent un reste à charge plus élevé sont aussi plus nombreuses à travailler. L'aide serait désincitative, puisqu'une réduction de son montant augmenterait le reste à charge et donc l'offre de travail.

Encadré 4

LE MODÈLE ÉCONOMÉTRIQUE D'ACTIVITÉ À MOYEN TERME

On cherche à expliquer l'impact de l'aide au logement sur la propension à être en emploi en septembre 1998, conditionnellement au fait que l'individu a repris une activité au premier semestre 1997. Une manière de faire est d'estimer une équation d'emploi sur le sous-échantillon de ceux qui ont eu un emploi au début 97, en traitant la sélection de cette sous-population. Mais en se restreignant aux quelque 500 individus concernés, l'inconvénient est de laisser de côté de l'information pourtant disponible, et de se retrouver *de facto* avec des estimateurs d'une médiocre précision.

L'alternative est d'estimer l'équation d'emploi en septembre 1998 sur l'ensemble de l'échantillon en introduisant parmi les variables explicatives de l'équation le croisement de la situation d'emploi au premier semestre 1997 et du bénéfice de l'aide au logement. On aboutit alors à un système à trois équations :

$$\begin{cases} a^* = x_1' \beta_1 + u_1 \\ e_1^* = x_2' \beta_2 + \delta a + u_2 \\ e_2^* = x_3' \beta_3 + \gamma_1 \mathbf{1}(e_1 = 0) \times \mathbf{1}(a = 1) + \gamma_2 \mathbf{1}(e_1 = 1) \times \mathbf{1}(a = 0) + \gamma_3 \mathbf{1}(e_1 = 1) \times \mathbf{1}(a = 1) + u_3 \end{cases}$$

où a^* mesure la propension à bénéficier d'une aide au logement, variable latente observée par la variable binaire a (qui vaut 1 si l'individu a une aide au logement en décembre 1996 et 0 sinon), e_1^* (resp. e_2^*), est la propension à avoir eu une activité au premier semestre 1997 (resp. en septembre 1998), variable observée par la variable binaire e_1 (resp. e_2), qui vaut 1 si l'individu a eu une activité au premier semestre 1997 (resp. en septembre 1998) et 0 sinon. Les variables x_1 et x_2 sont celles utilisées dans le premier modèle (cf. encadré 3). Le triplet (u_1, u_2, u_3) est supposé suivre la loi normale trivariée standard, de moyenne nulle et de corrélations $(\rho_{12}, \rho_{23}, \rho_{13})$.

S'il y a un effet à moyen terme de l'aide au logement, c'est-à-dire si, parmi ceux qui ont pris un emploi au début de 1997, les bénéficiaires d'une aide au logement se retirent davantage de l'activité que les autres parce qu'ils constatent des taux de prélèvement trop élevés, alors le paramètre γ_2 devrait être significativement supérieur au paramètre γ_3 .

En l'état, ce modèle génère au moins deux difficultés. Pour en garantir l'identification, il faudrait qu'au moins une variable figure dans x_2 mais pas x_3 . Une telle variable, qui expliquerait la situation d'activité au premier semestre 1997 mais pas en septembre 1998, semble bien difficile à trouver. On s'est donc appuyé sur la non-linéarité du modèle pour identifier les paramètres. Par ailleurs, lorsqu'on estime le modèle complet par le maximum de vraisemblance on est confronté à un problème pratique de convergence sur les données dont on dispose, probablement dû à la très forte corrélation, dans la troisième équation, entre les variables e_1 et e_2 .

Une solution est d'utiliser une méthode en deux étapes, s'inspirant de Vella (1993). La première étape estime, par le maximum de vraisemblance, le modèle formé des deux premières équations. On obtient une estimation convergente des paramètres β_1 , β_2 et δ , ainsi que de la corrélation ρ_{12} . En deuxième étape, on estime la troisième équation par le maximum de vraisemblance en introduisant une variable supplémentaire qui est l'espérance conditionnelle de u_3 sachant a et e_1 , et qui s'interprète comme le résidu généralisé du système formé par les deux premières équations. Ce résidu généralisé fait intervenir quatre termes, $E[u_3 | a = k, e_1 = \ell]$ (avec $k = 0, 1$ et $\ell = 0, 1$). Rapidement dit, la démarche consiste à projeter u_3 sur u_1 et u_2 : $u_3 = \lambda_1 u_1 + \lambda_2 u_2 + v$, où λ_1 et λ_2 s'expriment en fonction de ρ_{12} , ρ_{23} et ρ_{13} . Puis on utilise les résultats de Rosenbaum (1961) sur les moments de la loi normale bivariée tronquée. Il reste à estimer ρ_{23} et ρ_{13} . On prend les valeurs des corrélations empiriques des variables e_1 et e_2 , et a et e_2 . En toute rigueur, il faudrait corriger les écarts-type issus de l'estimation de deuxième étape. Mais cela ne changerait rien au résultat principal qui est la non-significativité de l'écart entre $\hat{\gamma}_2$ et $\hat{\gamma}_3$.

La difficulté tient probablement au fait que cette approche par le reste à charge ne tient pas compte de la dichotomie qui existe entre ceux qui ont leur autonomie résidentielle (et qui peuvent bénéficier de l'aide au logement) et ceux qui n'habitent pas leur propre logement (et ne peuvent donc y avoir droit). La réduction de l'aide à sa seule dimension monétaire ignore ce qui est pourtant son objectif premier : aider la personne à acquérir ou conserver son autonomie résidentielle. Or cet aspect des choses n'est pris en compte ni théoriquement, ni empiriquement.

Un développement nécessaire de l'analyse consiste à examiner conjointement les trajec-

toires d'activité et de résidence. C'est, de plus, le seul moyen d'étudier correctement les effets de moyen terme. En effet, près d'un quart des allocataires isolés du RMI ont répondu avoir changé de logement entre décembre 1996 et septembre 1998. Les hypothèses de la permanence du logement et de l'exogénéité du loyer, qui ont été retenues ici, doivent être remises en cause.

Par ailleurs, ramener comme il a été fait la situation d'activité à un choix exclusif emploi *versus* non-emploi est quelque peu réducteur. Le temps partiel contraint est en effet largement répandu chez les allocataires du RMI puisque plus de la moitié de ceux qui ont

Tableau 4
Aide au logement et emploi à moyen terme

Variables	Aide au logement	Emploi au premier semestre 1997 (1)	Emploi en septembre 1998 (1)
Terme constant	- 1,973*** (0,227)	0,565** (0,212)	- 0,303* (0,764)
Âge	0,016*** (0,004)	- 0,037*** (0,005)	- 0,023* (0,014)
Diplôme			
<i>Sans diplôme ou CEP</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
BEPC, CAP, BEP	- 0,081 (0,084)	0,174** (0,085)	0,223** (0,109)
Bac ou enseignement supérieur	0,007 (0,093)	0,371*** (0,092)	0,325* (0,179)
Sexe			
<i>Homme</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Femme	0,200*** (0,075)	0,057 (0,082)	- 0,073 (0,085)
Nationalité			
<i>Française</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Étrangère	- 0,078 (0,110)	- 0,155 (0,118)	0,153 (0,130)
Taille d'agglomération			
<i>Rurale ou moins de 5 000 habitants</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Entre 5 000 et 200 000 habitants	0,600*** (0,102)	- 0,205* (0,121)	- 0,081 (0,116)
200 000 habitants ou plus	0,325*** (0,104)	- 0,413*** (0,102)	- 0,120 (0,181)
Taux de survie des entreprises	0,310 (0,220)	0,490** (0,230)	0,411 (0,307)
Taux de logements vacants	0,770*** (0,205)		
Existence d'un enfant hors foyer	0,424*** (0,089)		
Aide au logement		0,594 (0,426)	
Corrélation	- 0,260 (0,255)		
Résidu généralisé (cf. encadré 4)			- 0,265 (1,172)
Croisement emploi au premier semestre 1997 et aide au logement en décembre 1996			
<i>Sans emploi, sans aide</i>			<i>Réf.</i>
Sans emploi, avec aide			0,080 (0,149)
En emploi, sans aide			1,141 (1,127)
En emploi, avec aide			1,127 (1,024)
1. Situations d'emploi à ces dates (1 si activité rémunérée, 0 dans le cas contraire).			

Lecture : on a fait figurer l'écart-type entre parenthèses. *** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 %. L'absence de significativité de la majorité des paramètres de la troisième colonne tient en grande partie au défaut d'efficacité de la méthode d'estimation retenue. Pour plus de détail sur cette dernière, on se reportera à l'encadré 4. Toutes choses égales par ailleurs, être ou non bénéficiaire d'une aide au logement lorsqu'on exerce un emploi au premier semestre 1997 ne change pas la probabilité d'être encore actif occupé en septembre 1998 : les paramètres estimés (respectivement 1,127 et 1,141) sont très proches. Par ailleurs, la probabilité de travailler en septembre 1998 est plus importante pour les titulaires d'un emploi au premier semestre de 1997 que pour les non-titulaires, a fortiori si ces non-titulaires ne bénéficient pas d'une aide au logement. Les différences ne sont cependant pas significatives.

Champ : isolés au sens du RMI.

Sources : enquête RMI 1998, base de données locales ; Insee.

Tableau 5
Aide au logement et situations d'emploi

Variables	CES ou CEC	Emploi à temps partiel	Emploi à temps plein
Terme constant	0,408 (0,518)	- 0,955** (0,439)	0,091 (0,556)
Âge	- 0,075*** (0,012)	- 0,036*** (0,009)	- 0,077*** (0,013)
Diplôme			
<i>Sans diplôme ou CEP</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
BEP, CAP, BEP	0,481** (0,206)	0,191 (0,184)	0,460** (0,230)
Bac ou enseignement supérieur	0,407* (0,233)	0,576*** (0,191)	1,114*** (0,220)
Sexe			
<i>Homme</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Femme	0,211 (0,184)	0,298* (0,157)	- 0,466** (0,205)
Nationalité			
<i>Française</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Étrangère	- 0,605* (0,363)	- 0,083 (0,249)	- 0,148 (0,300)
Taille d'agglomération			
<i>Rurale ou moins de 5 000 habitants</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Entre 5 000 et 200 000 habitants	- 0,232 (0,221)	- 0,056 (0,210)	- 0,275 (0,249)
200 000 habitants ou plus	- 1,194*** (0,248)	- 0,472** (0,215)	- 0,556** (0,247)
Taux de survie des entreprises	0,750 (0,510)	1,139** (0,459)	1,142** (0,534)
Bénéfice d'une aide au logement	0,475** (0,189)	0,175 (0,165)	0,308 (0,193)

Lecture : on a fait figurer l'écart-type entre parenthèses. *** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 %.

On a estimé un logit multinomial. Dans ce tableau, trois des quatre situations d'activité ont été retenues, la situation de non-emploi étant considérée comme situation de référence. Les valeurs donnent alors l'impact d'une caractéristique sur la probabilité d'occuper tel type d'emploi plutôt que de ne pas avoir d'emploi. Par exemple, le fait de bénéficier d'une aide au logement augmente significativement (au seuil de 5 %) la probabilité d'être en CES ou en CEC plutôt que de ne pas avoir d'emploi. On peut comparer alors deux situations d'emploi. Ainsi, le fait d'avoir une aide au logement augmente la probabilité d'être en CES ou CEC plutôt qu'en emploi à plein temps (le paramètre attaché à l'aide vaut alors $0,475 - 0,308 = 0,167$). L'écart est cependant trop faible pour être statistiquement significatif aux seuils usuels.

Champ : isolés au sens du RMI.

Sources : enquête RMI 1998, base de données locales ; Insee.

repris un emploi salarié déclarent subir une telle contrainte (Afsa, 1999). Lorsqu'on analyse plus finement la situation d'activité, on distingue, à côté de l'absence d'activité professionnelle (68,6 % des effectifs), trois situations d'emploi au cours du premier semestre 1997 : contrat emploi solidarité (CES) ou contrat emploi consolidé (CEC) ; emploi à temps partiel autre qu'un CES ou un CEC ; emploi à temps plein. Ces trois situations concernent respectivement 9,3 %, 12,7 % et 9,4 % des bénéficiaires isolés du RMI de décembre 1996. Si on se réfère à la dernière ligne du tableau 5, les bénéficiaires d'une aide au logement n'ont apparemment pas les mêmes situations d'em-

ploi. Ils sont significativement plus nombreux à être en CES ou CEC plutôt que de ne pas avoir d'emploi.

Cette analyse purement descriptive (l'aide au logement n'a pas été instrumentée) doit cependant être confirmée par une modélisation *ad hoc*, qui là aussi tiendrait compte de la dynamique des trajectoires. Elle permettrait de savoir si ces emplois à mi-temps constituent des tremplins vers des emplois plus stables et plus rémunérateurs, ou s'il n'y a pas là le risque que les individus connaissent essentiellement ces types d'emploi qui caractérisent les « travailleurs pauvres ». Elle permettrait aussi de tester l'hypothèse selon laquelle les personnes hébergées gratuitement, soumises à une moindre contrainte financière que les autres et pouvant bénéficier de solidarités familiales ou amicales (7), auraient plus de latitude pour attendre un emploi qui leur convienne, à temps plein notamment. □

7. De telles solidarités se fondent souvent sur une réciprocité qui en rend l'approche quantifiée d'autant plus délicate. D'après l'enquête, en effet, un tiers des isolés hébergés par des parents ou des amis en janvier 1998, et toujours au RMI à cette date, déclaraient « verser quelque chose pour le logement (participation au loyer, à l'entretien, au chauffage, à l'électricité, etc.) ».

L'auteur remercie deux rapporteurs anonymes qui, par la pertinence de leurs remarques, ont contribué fortement à améliorer la première version de l'article. Il reste seul responsable des erreurs qui subsisteraient.

BIBLIOGRAPHIE

Afsa C. (1999), « L'insertion professionnelle des allocataires du revenu minimum d'insertion », *document de travail, direction des Statistiques démographiques et sociales*, n° F9901, Insee.

Amrouni I. (2000), « Les bénéficiaires du RMI percevant une aide au logement », *mimeo*, Bureau des Prévisions, Caisse Nationale des Allocations Familiales.

Deaton A. et Muellbauer J. (1980), *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press.

Gorman W.M. (1959), « Separable Utility and Aggregation », *Econometrica*, vol. 27, n° 3, July, pp. 469-481.

Hornung P. (1996), « Aides à la pierre : efficacité et redistribution », *Économie et Prévision*, n° 122, pp. 115-131.

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.

Laurent T., L'Horty Y., Maillé P. et Ouvrard J.F. (2000), « Incitations et transitions sur le marché du travail : une analyse des stratégies d'acceptation et de refus d'emploi », Communication aux journées « "Working Poor" en France », 27 octobre 2000, Évry.

Rioux L. (2001), « Salaire de réserve, allocation chômage dégressive et revenu minimum », *Économie et Statistique*, dans ce numéro.

Rosenbaum S. (1961), « Moments of a Truncated Bivariate Normal Distribution », *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, vol. 23, n° 2, pp. 405-408.

Strotz R.H. (1957), « The Empirical Implications of a Utility Tree », *Econometrica*, vol. 25, n° 2, April, pp. 269-280.

Vella F. (1993), « A Simple Estimator for Simultaneous Models with Censored Endogenous Regressors », *International Economic Review*, vol. 34, n° 2, May, pp. 441-457.

Zoyem J.-P. (2001), « Contrats d'insertion et sortie du RMI », *Économie et Statistique*, dans ce numéro.

Salaire de réserve, allocation chômage dégressive et revenu minimum d'insertion

Laurence Rioux*

Même si le salaire proposé n'est pas le seul motif de refus possible, un emploi mal rémunéré est plus difficilement accepté. La notion de « salaire de réserve » rend compte de ce fait : le salaire de réserve d'un chômeur, défini comme le salaire minimal en dessous duquel ce chômeur refuse une offre d'emploi, joue un rôle important dans la sortie du chômage. Or l'information directe sur les salaires de réserve est rare. En France, seules deux enquêtes de l'Insee interrogent les chômeurs sur le salaire horaire minimal qu'ils demandent pour accepter un emploi.

Les chômeurs au RMI ont un salaire de réserve plus faible que les autres chômeurs : deux sur trois demandent au plus le Smic horaire pour travailler, alors que les deux tiers des autres chômeurs demandent au moins le Smic horaire. De même, les allocataires du RMI qui trouvent un emploi acceptent des salaires beaucoup plus faibles que les autres chômeurs.

Le salaire de réserve baisse quand l'épisode de chômage se prolonge. Mais cette baisse est limitée, encore plus pour les allocataires du RMI que pour les autres chômeurs. Enfin, l'effet de l'ancienneté au chômage sur le salaire de réserve ne distingue pas sensiblement les chômeurs qui trouvent un emploi de ceux qui restent au chômage : les premiers ont à peine plus révisé à la baisse leur salaire de réserve que les seconds.

* Au moment de la rédaction de cet article, Laurence Rioux appartenait à la division Conditions de vie des ménages de l'Insee et au Crest-Insee.

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

Un chômeur qui reçoit une offre d'emploi peut l'accepter ou la refuser. De mauvaises conditions de travail, l'éloignement du lieu de travail par rapport au domicile, des heures de travail trop réduites ou mal réparties, ou des problèmes de garde d'enfants peuvent expliquer un refus. Mais le principal motif de refus concerne le niveau de la rémunération proposée : toutes choses égales par ailleurs, un emploi mal rémunéré sera plus difficilement accepté. Pour rendre compte de ce fait, la théorie de la recherche d'emploi (1) utilise la notion de « salaire de réserve ». Le salaire de réserve d'un chômeur, défini comme le salaire minimal en dessous duquel ce chômeur refuse une offre d'emploi, dépend de plusieurs facteurs : le niveau du revenu de substitution au travail, le taux d'arrivée des offres d'emploi et la distribution des salaires offerts.

Le salaire de réserve est donc un déterminant important de la probabilité de sortir du chômage. Néanmoins, l'information directe sur le salaire de réserve est rare : peu de bases de données fournissent une contrepartie empirique à cette notion théorique. En l'absence d'observation directe, les travaux qui cherchent à évaluer l'impact du salaire de réserve sur la durée du chômage supposent que la relation, prédite par la théorie de la recherche d'emploi, qui le lie au niveau de l'allocation chômage, au taux d'arrivée des offres d'emploi et à la distribution des salaires offerts, est bien vérifiée. Le salaire de réserve peut alors être estimé en utilisant l'information disponible sur ces variables. Kiefer et Neumann (1979, 1981) et Van den Berg (1990, 1995) procèdent ainsi. Lancaster et Chesher (1983), qui disposent d'une information supplémentaire, le salaire espéré par le chômeur, font même mieux : ils peuvent déduire plutôt qu'estimer le salaire de réserve. L'absence d'observation directe de ce dernier n'empêche donc pas d'en estimer l'effet sur la durée du chômage. Cependant, disposer d'un salaire de réserve renseigné par le chômeur lui-même ouvre d'autres possibilités : en particulier, il devient possible de confronter la valeur déclarée à la valeur estimée d'après la théorie de la recherche d'emploi, ou de vérifier que la valeur déclarée est bien inférieure au salaire accepté ultérieurement.

Deux enquêtes de l'Insee, la version française du *Panel européen* des ménages et l'enquête *Sortants du RMI*, présentent l'intérêt d'interroger les chômeurs sur le salaire horaire minimal

qu'ils demandent pour travailler. Ces deux enquêtes ont un autre avantage : leur dimension longitudinale permet de suivre les changements du comportement d'offre de travail au cours d'un épisode de chômage. Enfin, le salaire minimal demandé peut être comparé au salaire accepté ultérieurement. Les chômeurs du *Panel européen* sont représentatifs de l'ensemble de la population des chômeurs : les chômeurs indemnisés par l'assurance chômage, les chômeurs allocataires du RMI et les chômeurs n'ayant droit ni à l'un ni à l'autre (2). Mais le trop faible effectif des allocataires du RMI dans cette enquête ne nous permet pas de les étudier séparément. Or, à la différence des allocations versées par l'assurance chômage, le montant du RMI ne varie pas avec l'ancienneté au chômage : dans le cas des allocataires du RMI, d'éventuelles variations du salaire de réserve au cours de l'épisode de chômage ne pourraient donc venir de la dégressivité de l'allocation. Pour étudier spécifiquement ce cas, nous utiliserons l'enquête *Sortants du RMI*.

On se propose ici de répondre à trois questions. On veut d'abord évaluer si le *salaire horaire minimal demandé pour travailler* est une bonne approximation empirique de la notion théorique de salaire de réserve. Ce salaire déclaré est-il cohérent avec les caractéristiques socio-démographiques du chômeur ? Est-il comparable avec le salaire finalement accepté à l'issue de l'épisode de chômage ? On s'intéresse dans un second temps aux déterminants du salaire de réserve et, notamment, à son évolution avec l'ancienneté au chômage. Une personne depuis longtemps au chômage est sans doute tentée de réviser à la baisse le salaire qu'elle demande pour travailler. Kasper (1967), Kiefer et Neumann (1979, 1981), Van Den Berg (1990) ou Cases et Lollivier (1993) donnent des preuves empiriques d'une telle diminution du salaire de réserve au cours de l'épisode de chômage. La dégressivité de l'allocation chômage et, plus généralement, la baisse du revenu du ménage avec l'ancienneté au chômage en fournissent

1. Les modèles de recherche d'emploi fournissent un cadre d'analyse simple où le chômage résulte des problèmes de coordination entre l'offre et la demande de travail. Voir par exemple Lippman et McCall (1976).

2. L'ouverture de droits à l'assurance chômage requiert une durée minimum de cotisation (4 mois au cours des 8 derniers mois). Les chômeurs qui ne réunissent pas ces conditions ou qui ont épuisé leurs droits se retrouvent dans le régime d'assistance (RMI), à condition d'avoir plus de 25 ans et que leurs ressources soient inférieures au plafond du RMI. Les chômeurs qui ne sont pas couverts par l'assurance chômage, qui ont moins de 25 ans ou dont les ressources dépassent le plafond du RMI ne perçoivent aucune allocation.

une première explication. Une fois la dégressivité de l'allocation chômage prise en compte, le salaire de réserve varie-t-il avec l'ancienneté au chômage ? La théorie de la recherche d'emploi suggère en effet d'autres causes de variation. Le taux d'arrivée des offres d'emploi peut diminuer à cause de la stigmatisation qui frappe les chômeurs de longue durée. Les agents mettent aussi sans doute un certain temps à découvrir le salaire de réserve qui correspond le mieux à leurs caractéristiques (phénomène d'apprentissage). Des phénomènes extérieurs comme des changements de politique économique ou des retournements de cycle peuvent également intervenir. Enfin, troisième question : les individus qui sortent du chômage avaient-ils, quand ils étaient chômeurs, un comportement d'offre de travail différent de ceux qui y sont encore ? Ont-ils, par exemple, plus sensiblement révisé à la baisse leur salaire de réserve au cours de l'épisode de chômage ?

On construit à cet effet un modèle semi-structurel de recherche d'emploi (3) avec spécification de formes fonctionnelles log-linéaires pour le salaire de réserve, le taux d'arrivée des offres d'emploi et la distribution des salaires offerts. La résolution du modèle permet d'exprimer l'ancienneté au chômage en fonction du salaire de réserve : à niveau de qualification donné, l'ancienneté au chômage s'explique, en partie, par un salaire de réserve initialement élevé. À l'inverse, le salaire de réserve varie probablement avec l'ancienneté au chômage, un chômeur de longue durée étant incité à modifier son comportement d'offre de travail. Ainsi, il s'agira d'estimer un système d'équations simultanées où les variables dépendantes sont le salaire de réserve et l'ancienneté au chômage. En outre, comme le salaire finalement accepté par un chômeur est une fonction croissante de son salaire de réserve, des relations causales similaires peuvent être établies entre le salaire finalement accepté et la durée complète de chômage.

**Une interrogation en deux temps :
nombre d'heures de travail souhaité,
puis salaire minimum
pour ce nombre d'heures**

Les données sont tirées de deux enquêtes, l'enquête *Sortants du RMI* menée par l'Insee en 1998 et la version française du *Panel européen* des ménages réalisée par l'Insee de 1994

à 1996 (cf. encadré 1). Dans les deux cas nous nous restreignons aux chômeurs (4) et anciens chômeurs (5) entre 17 et 60 ans. Ces deux enquêtes présentent l'avantage de poser la même question sur le salaire de réserve des chômeurs. Cette question est posée en deux temps : les chômeurs sont interrogés d'abord sur le nombre d'heures qu'ils souhaiteraient travailler par semaine, puis sur le salaire minimal qu'ils accepteraient pour le nombre d'heures qu'ils viennent de déclarer. Ainsi, c'est le salaire minimal accepté pour le nombre d'heures souhaité qui est renseigné. En revanche, ni le nombre d'heures minimal à partir duquel les chômeurs acceptent un emploi, ni le salaire minimal correspondant à ce nombre d'heures minimal, ne sont connus. On supposera cependant par la suite que le salaire minimal demandé pour le nombre d'heures souhaité rapporté à ce nombre d'heures définit un salaire de réserve horaire (6). Cette hypothèse est justifiée si la désutilité marginale du travail est croissante puisque, dans ce cas, un chômeur qui accepte un salaire horaire w pour h heures de travail acceptera le même salaire horaire pour un nombre d'heures de travail $h' < h$.

Ce salaire minimal demandé pour le nombre d'heures souhaité, rapporté à ce nombre d'heures, peut-il être considéré comme une bonne approximation du « vrai » salaire de réserve ? En d'autres termes, est-on sûr qu'un chômeur qui reçoit une offre salariale légèrement en dessous du salaire de réserve déclaré la refusera ? Sans doute pas. En fait plusieurs problèmes se posent. Le premier problème, on

3. Le modèle est semi-structurel au sens où les choix de recherche d'emploi ne sont pas tous strictement dérivés d'un comportement maximisateur. En particulier, la forme de la dépendance temporelle du salaire de réserve sera choisie de manière ad hoc. Une solution alternative serait d'estimer un modèle structurel où les comportements individuels de recherche d'emploi sont précisément spécifiés. Par rapport à cette méthode alternative, l'estimation d'un modèle semi-structurel a un inconvénient : les résultats sont plus difficilement interprétables en termes de comportement d'offre de travail des chômeurs. Elle a aussi des avantages car les hypothèses nécessaires sur les formes fonctionnelles sont moins fortes.

4. On appelle chômeurs les personnes sans emploi qui déclarent être au chômage ou qui recherchent activement un emploi ou qui souhaitent en occuper un sans pour autant être en recherche active. Cette définition du chômage ne correspond donc pas à la définition du Bureau International du Travail.

5. On appelle anciens chômeurs les personnes qui sont sorties du chômage depuis moins d'un an.

6. Autrement dit, on suppose qu'un chômeur qui souhaite travailler h heures et demande un salaire minimal w , acceptera n'importe quel emploi rémunéré au taux horaire w_i/h . Cette hypothèse est évidemment forte, mais la comparaison des salaires de réserve horaires et des salaires horaires acceptés ne semble pas la contredire. L'autre solution serait de travailler sur les rémunérations mensuelles minimales : comme seuls 15 % des chômeurs souhaitent travailler à temps partiel, les résultats seraient peu différents.

vient de le souligner, est celui du nombre d'heures. Un chômeur qui demande un temps plein au Smic est supposé accepter un emploi rémunéré au Smic horaire quel que soit le nombre d'heures. D'autre part, pour ne pas se dévaloriser aux yeux de l'enquêteur, la personne interrogée peut déclarer un salaire minimal supérieur à son vrai salaire de réserve. L'attitude inverse qui consiste à minimiser son salaire de réserve pour ne pas passer pour un « assisté » aux yeux de l'enquêteur peut se produire aussi. Ainsi, 4 % des allocataires du RMI déclarent accepter n'importe quel salaire. Troisième problème : les salaires demandés par les chômeurs et acceptés par les anciens chômeurs sont souvent arrondis. Enfin et surtout, le salaire de réserve en l'absence de toute offre reste une exigence *théorique*. L'agent peut la réviser fortement quand il fait face à une offre ferme, car cette offre lui donne une information sur sa valeur sur le marché du travail.

Le salaire horaire minimal demandé est une meilleure approximation du salaire de réserve que le salaire mensuel

Compte tenu de ces difficultés, le salaire minimal demandé pour le nombre d'heures souhaité

rapporté à ce nombre d'heures ne peut sans doute pas être considéré comme le « vrai » salaire de réserve horaire. Néanmoins, trois arguments permettent de le considérer comme une bonne approximation. Tout d'abord le taux de réponse élevé à cette question difficile : ainsi seuls 14 % des allocataires du RMI ont refusé de répondre, 82 % donnant un salaire précis et utilisable. Ensuite, comme on le verra, le salaire de réserve ainsi défini dépend bien des mêmes variables explicatives que le salaire accepté, avec des paramètres proches. Enfin la comparaison entre les distributions des salaires mensuels et horaires semble indiquer que le salaire horaire minimal demandé (7) est, bien davantage que le salaire mensuel minimal demandé, la variable pertinente.

La distribution des salaires mensuels perçus par les anciens allocataires du RMI et celle des salaires de réserve mensuels des allocataires encore au chômage sont bimodales : un premier mode se situe au niveau d'un Smic à mi-temps et un deuxième au niveau d'un Smic à temps plein (cf. graphique I-A). Mais ces deux distributions diffèrent sensiblement. En effet,

7. Salaire de réserve horaire défini précédemment comme le ratio du salaire minimal demandé pour le nombre d'heures souhaité sur ce nombre d'heures.

Encadré 1

LES DONNÉES

Les données sont tirées de deux enquêtes, l'enquête *Sortants du RMI* menée par l'Insee en 1998 et la version française du *Panel européen* des ménages réalisée par l'Insee de 1994 à 1996. Le *Panel européen* interroge successivement en octobre 1994, octobre 1995 et octobre 1996 le même groupe de personnes représentatives de la population française sur leur emploi ou sur leur recherche d'emploi. Aux trois dates sont donc connus l'ancienneté au chômage des demandeurs d'emploi et leur salaire de réserve, le salaire accepté par les anciens chômeurs et la durée complète de l'épisode de chômage. 39 % des chômeurs perçoivent l'allocation unique dégressive (AUD) ou l'allocation spécifique de solidarité (ASS), et 7 % sont au RMI. Les autres chômeurs ne sont pas indemnisés ou bien ne déclarent pas leur indemnité (1). Le trop faible effectif des allocataires du RMI dans le *Panel européen* ne nous permet pas de les étudier séparément. Pour étudier spécifiquement leur cas, nous utilisons donc l'enquête sur les sortants du RMI.

Cette enquête interroge à deux dates (janvier et septembre 1998) le même groupe de personnes représentatives des allocataires du RMI de décembre 1996

sur leur emploi ou sur leur recherche d'emploi. Ainsi aux deux dates sont connus l'ancienneté au chômage des demandeurs d'emploi, le salaire accepté par les anciens chômeurs et leur durée complète de chômage. En revanche, le salaire de réserve des chômeurs n'est renseigné qu'en janvier 1998. Par construction de l'échantillon, toutes les personnes interrogées étaient allocataires du RMI en décembre 1996. Depuis cette date, elles ont pu connaître des situations diverses : n'avoir jamais travaillé, avoir trouvé un emploi puis l'avoir perdu, ou avoir trouvé un emploi durable ; être restées constamment au RMI, en être sorties temporairement ou en être sorties durablement. Pour distinguer plus facilement les populations des deux enquêtes utilisées, les expressions « allocataire du RMI » et « chômeur ou ancien chômeur au RMI » dans l'article renvoient à la situation administrative en décembre 1996, que le foyer considéré perçoive encore ou non le RMI au moment des enquêtes (janvier et septembre 1998).

1. La perception d'une allocation apparaît donc sous-déclarée dans le Panel européen.

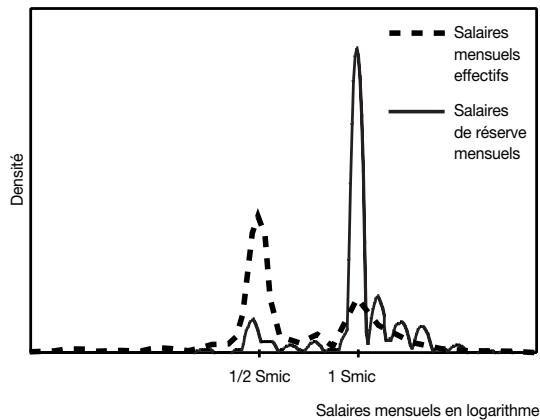
85 % des allocataires du RMI souhaitent occuper un temps plein alors que seuls 40 % des anciens allocataires travaillent effectivement à temps plein. La part importante des emplois aidés (37 %), par définition à temps partiel, y est pour beaucoup, mais même les autres emplois sont souvent à temps partiel : 44 % des CDI et 36,6 % des CDD sont dans ce cas. L'écart entre les deux distributions vient donc essentiellement du nombre d'heures travaillées, et non des salaires horaires. De fait, les salaires de réserve horaires des allocataires du RMI sont proches des salaires horaires effectifs des anciens allocataires (cf. graphique I-B). Les

deux distributions, unimodales, sont resserrées autour du Smic horaire. En effet, beaucoup d'allocataires demandent un Smic horaire pour travailler (59 %). D'un autre côté, un tiers des anciens chômeurs au RMI perçoit un salaire proche du Smic horaire.

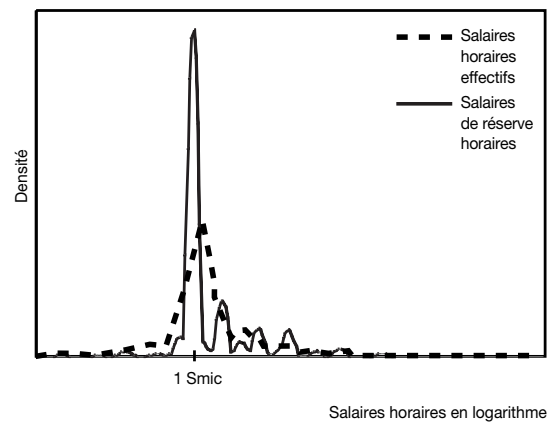
Pour l'ensemble des chômeurs (*Panel européen*), qui perçoivent l'assurance chômage, le RMI ou ni l'un ni l'autre, les salaires mensuels qu'ils demandent pour travailler sont moins éloignés des salaires mensuels qu'ils peuvent espérer (cf. graphique II-A). Mais eux aussi sont plus souvent employés à temps partiel

Graphique I
Salaires de réserve des allocataires du RMI et salaires effectifs des anciens allocataires *

A – Salaires mensuels



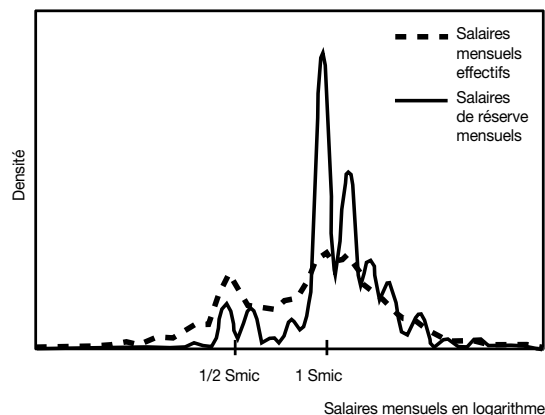
B – Salaires horaires



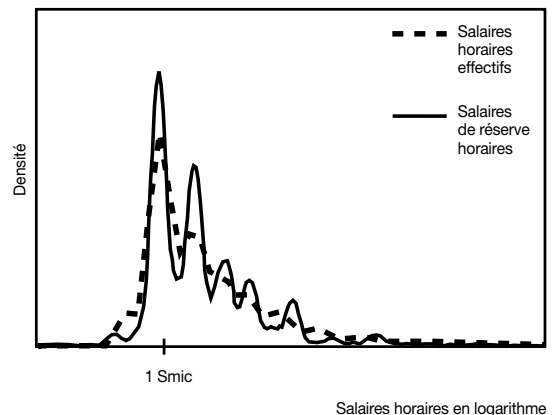
* La densité salariale est estimée en utilisant la méthode non paramétrique des noyaux.
Source : enquête RMI, janvier et septembre 1998, Insee.

Graphique II
Salaires de réserve des chômeurs et salaires effectifs des anciens chômeurs *

A – Salaires mensuels



B – Salaires horaires



* La densité salariale est estimée en utilisant la méthode non paramétrique des noyaux.
Source : Panel européen, octobre 1994, octobre 1995 et octobre 1996, Insee.

Tableau 1
Caractéristiques des chômeurs

	Ensemble des chômeurs (1)		Chômeurs indemnisés (1)		Chômeurs au RMI (2)	
Salaire de réserve horaire (en euros)	6,15	(2,88)	6,38	(2,91)	5,29	(1,39)
Ancienneté au chômage (en mois)	9,57	(8,82)	13,84	(8,73)	36,9	(28,9)
Ancienneté au chômage (en %)						
< 6 mois	46,8		19,2		12,5	
6-11 mois	18,3		20,4		6,1	
12-17 mois	19,5		34,2		12,1	
18-23 mois	5,8		11,5		11,2	
24-35 mois	7,8		12,2		16,5	
> 36 mois	1,8		2,5		41,6	
Sexe (en %)						
Homme	48,5		48		57	
Femme	51,5		52		43	
Âge	32,9	(10,63)	36,09	(10,18)	36,18	(9,06)
Statut matrimonial (en %)						
Célibataire	51,5		38,3		58,5	
Marié	40,8		52,6		18,1	
Veuf	1,5		1,8		2,1	
Divorcé	6,2		7,3		21,3	
Diplôme (en %)						
Sans diplôme ou CEP	38,9		40,3		51,6	
CAP-BEP	30,5		31,8		30,8	
Bac technique	7,7		5,7		2,6	
Bac général	5,1		6,4		6,1	
≤ Bac + 2	9,9		8,1		3,9	
> Bac + 2	7,9		7,7		5	
PCS passée (en %)						
Indépendant	2,8		2,1		6,5	
Cadre	6,4		6,8		1,9	
Profession intermédiaire	13,5		15,2		10,3	
Employé	37,2		37		32,7	
Ouvrier	40,1		38,9		48,6	
Revenu mensuel (en euros)	1 648,58	(965,31)	1 639,13	(1 020,95)	622,60	(381,73)
Nombre d'enfants	2,34	(1,5)	2,12	(1,5)	1,82	(1,42)
Problème de santé (en %)						
Oui	12,3		13,4		32,1	
Non	87,7		86,6		67,9	
Marché du travail local						
Taux de chômage de longue durée (en %)	4,56	(0,015)	4,58	(0,015)	5,17	(0,016)
Part de fins d'emplois précaires dans les entrées au chômage (en %)	39,9	(7,35)	39,75	(7,38)	38,64	(6,75)
Nombre d'observations	1 514		599		1 374	

Lecture : les écarts-types figurent entre parenthèses.

Champ : chômeurs entre 17 et 60 ans.

Sources : (1) Panel européen, octobre 1994, octobre 1995 et octobre 1996, Insee ; (2) enquête RMI, janvier et septembre 1998, Insee.

qu'ils ne le souhaiteraient (40 % sont employés à temps partiel alors que c'est le souhait de seulement 19 % des chômeurs). La distribution des salaires de réserve horaires des chômeurs et celle des salaires horaires effectifs des anciens chômeurs apparaissent ainsi très proches (cf. graphique II-B).

La comparaison des distributions salariales conforte l'idée que le salaire minimal demandé pour le nombre d'heures souhaité, rapporté à ce nombre d'heures, est une meilleure approximation du salaire de réserve que le salaire mensuel minimal demandé.

Deux chômeurs au RMI sur trois demandent au plus le Smic horaire pour travailler

En dehors de la question sur les salaires de réserve, l'enquête sur les sortants du RMI et la version française du *Panel européen* des ménages ne sont pas toujours facilement comparables. D'une part, elles portent sur deux périodes distinctes : 1994, 1995 et 1996 d'un côté, 1998 de l'autre. Or la conjoncture économique était plus favorable en 1998 qu'entre 1994 et 1996. D'autre part, les populations enquêtées sont assez différentes (cf. tableaux 1 et 2). Les principales différences entre les allocataires et anciens allocataires du RMI de l'enquête *RMI* et les chômeurs et anciens chômeurs du *Panel européen* portent sur l'ancienneté au chômage, la durée complète de chômage, le salaire de réserve, le salaire accepté et l'importance des problèmes de santé. Ainsi, près d'un tiers des allocataires du RMI déclarent avoir des problèmes de santé qui les empêchent de travailler au moins de temps en temps, alors que ce n'est le cas que de 12 % des chômeurs du *Panel européen*.

Dans le *Panel européen*, l'ancienneté au chômage est en moyenne de neuf mois et inférieure à six mois pour près de 47 % des chômeurs. Les faibles anciennetés au chômage sont légèrement sur-représentées dans cette enquête parce que les épisodes de chômage commençant avant janvier 1993 sont censurés (8). L'ancienneté au chômage en janvier 1998 des allocataires du RMI de décembre 1996 est bien différente. Elle est en moyenne de trois ans et est supérieure à trois ans pour près de 42 % des allocataires. Cela tient en partie à la construction de l'échantillon (Afsa, 1999). En effet, tous les individus de l'échantillon étaient allocataires du RMI en décembre 1996 et la

plupart étaient chômeurs à cette date. Seuls 16,8 % travaillaient en janvier 1997, le cumul entre un revenu d'activité et le RMI étant possible dans deux cas : d'une part quand le revenu procuré par le travail est inférieur au montant du RMI et, d'autre part, quand la personne bénéficie de l'intéressement (9). Par conséquent, tous les individus qui n'ont jamais travaillé depuis décembre 1996 sont au chômage depuis au moins un an en janvier 1998. Seuls les individus ayant travaillé depuis décembre 1996 et ayant perdu cet emploi en janvier 1998 ont une ancienneté au chômage inférieure à un an. La construction de l'échantillon tend donc à sur-représenter les anciennetés longues au chômage. Pour la même raison, la durée complète de chômage est bien plus longue en moyenne pour les anciens chômeurs allocataires du RMI que pour les autres : 28 mois contre 10.

Le salaire de réserve horaire moyen des chômeurs au RMI est nettement plus faible que celui de l'ensemble des chômeurs : 5,29 euros de l'heure contre 6,15 (10). Les distributions des salaires de réserve confirment les différences entre les deux populations. Les deux-tiers des chômeurs au RMI ont un salaire de réserve inférieur ou égal au Smic horaire, alors que près des deux-tiers des autres chômeurs demandent un salaire supérieur au Smic horaire (11). Ces différences entre les chômeurs au RMI et les autres pourraient venir des

8. Le calendrier d'activité mensuel du *Panel européen* couvre la période entre janvier 1993 et octobre 1996. En octobre 1994, date de la première interrogation, les épisodes de chômage ayant commencé avant janvier 1993, soit plus de 22 mois avant, ne sont pas pris en compte car leur date de début n'est pas connue avec certitude. De même, en octobre 1995 (resp. octobre 1996), les épisodes de chômage ayant commencé plus de 34 (resp. 46) mois avant ne sont pas pris en compte. Cela concerne 28,1 % des chômeurs en octobre 1994, 15,7 % en octobre 1995, 10,4 % en octobre 1996, soit une moyenne de 17,3 % sur l'ensemble de la période. Par contre, la durée de chômage qui a précédé la reprise d'emploi des anciens chômeurs est connue, même si l'épisode de chômage a commencé avant janvier 1993, car la question est directement posée.

9. L'intéressement consiste à ne compter qu'une partie des revenus d'activité dans le calcul de la base de ressources du RMI, afin d'inciter financièrement les allocataires du RMI à reprendre un emploi, en particulier à temps partiel. Au moment de l'enquête, le dispositif prévoyait un abattement de 50 % dans la limite de 750 heures travaillées. Au-delà des 750 heures, 100 % des revenus d'activité sont pris en compte dans le calcul de la base de ressources du RMI. Pour les contrats Emploi-Solidarité (CES), des mesures spécifiques s'appliquent : l'abattement est limité à 28 % du montant du RMI de base mais s'applique pendant toute la durée du contrat. L'enquête Sortants du RMI ne permet pas de savoir précisément qui, dans les personnes en emploi, continue à bénéficier de l'intéressement et qui en a épuisé les droits, car la question n'a pas été directement posée.

10. Ces salaires sont exprimés en euros constants 1997. À cette date, le Smic horaire net vaut 4,76 euros.

11. 59 % des chômeurs au RMI demandent exactement un Smic horaire. Quant aux autres chômeurs, 11 % sont prêts à travailler en dessous du Smic horaire, 25 % ont un salaire de réserve qui en est proche et 64 % demandent plus.

Tableau 2
Caractéristiques des anciens chômeurs

	Ensemble des anciens chômeurs (1)		Anciens chômeurs indemnisés (1)		Anciens chômeurs au RMI (2)	
Salaire horaire accepté (en euros)	6,61	(3,67)	6,13	(2,75)	5,42	(1,48)
Durée complète de chômage (en mois)	9,8	(10,6)	15,67	(14,22)	27,9	(24,11)
Durée complète de chômage (en %)						
< 6 mois	42		27,5		12,5	
6-11 mois	27,8		14,8		18,7	
12-17 mois	14,3		20,2		15	
18-23 mois	6		10,9		10,9	
24-35 mois	7,1		19,5		15,3	
≥ 36 mois	2,8		7,1		27,6	
Sexe (en %)						
Homme	57,9		49,5		55,8	
Femme	42,1		50,5		44,2	
Âge	32,7	(9,63)	34,28	(9,29)	33,2	(8,29)
Statut matrimonial (en %)						
Célibataire	51,8		47,7		64,9	
Marié	41,1		41,4		17,4	
Veuf	1,4		2,5		0,9	
Divorcé	5,7		8,4		16,8	
Diplôme (en %)						
Sans diplôme ou CEP	32,7		39,7		38,9	
CAP-BEP	32,2		33,1		31,4	
Bac technique	8,6		7,8		3,5	
Bac général	4,5		4,8		7,4	
≤ Bac + 2	13,2		9,4		7,9	
> Bac + 2	8,8		5,2		10,9	
PCS passée (en %)						
Indépendant	1,1		1,5		1,4	
Cadre	7,3		4,4		5,2	
Profession intermédiaire	19		16,7		12,3	
Employé	31,2		38,6		45,3	
Ouvrier	41,4		38,8		35,8	
Revenu mensuel au chômage (en euros)	1 512,14	(1 065,01)	1 431,34	(939,54)		
Nombre d'enfants	2,08	(1,42)	1,98	(1,36)	1,76	(1,3)
Problème de santé (en %)						
Oui	9,7		13,1		13,8	
Non	90,3		86,9		86,2	
Marché du travail local						
Taux de chômage de longue durée (en %)	4,32	(0,014)	4,29	(0,015)	4,79	(0,016)
Part de fins d'emplois précaires dans les entrées au chômage (en %)	39,4	(7,64)	39,2	(7,58)	39,2	(7,24)
Nombre d'observations	1 366		350		969	

Lecture : les écarts-types figurent entre parenthèses.

Champ : anciens chômeurs entre 17 et 60 ans.

Sources : (1) Panel européen, octobre 1994, octobre 1995 et octobre 1996, Insee ; (2) enquête RMI, janvier et septembre 1998, Insee.

écarts importants dans les anciennetés au chômage. Mais même à ancienneté donnée, les salaires de réserve des chômeurs au RMI sont bien inférieurs à ceux des autres chômeurs (cf. tableaux 3 et 4).

De même, le salaire finalement accepté par les chômeurs au RMI est nettement plus faible que celui accepté par les autres chômeurs. C'est vrai pour le salaire horaire : 5,42 euros contre 6,61. Ça l'est encore davantage pour les salaires mensuels, puisque les anciens chômeurs au RMI sont plus souvent employés à temps partiel que les autres anciens chômeurs : 640,30 euros contre 990,30. Ainsi, 54 % des anciens allocataires du RMI gagnent moins de 533,60 euros (3 500 francs), 38 % seulement dépassant 762,25 euros (5 000 francs). Quant aux autres anciens chômeurs, 17,6 % d'entre eux gagnent moins de 533,60 euros, alors que 67,4 % dépassent 762,25 euros.

La théorie de la recherche d'emploi montre que le salaire de réserve dépend de l'ancienneté au chômage et inversement

À chaque fois qu'une offre d'emploi arrive, un chômeur doit décider s'il l'accepte ou s'il continue à chercher un meilleur emploi. La théorie de la recherche d'emploi montre que la stratégie optimale, qui maximise l'utilité du chômeur, est une stratégie de réservation (12) : accepter l'offre d'emploi si le salaire proposé est supérieur à une certaine valeur w , (appelée salaire de réserve) et la refuser dans le cas contraire. Si l'allocation chômage, la distribution des salaires offerts et le taux d'arrivée des

12. La démonstration de l'optimalité de la stratégie de réservation se trouve par exemple chez Mortensen (1986).

Tableau 3
Salaire de réserve horaire en fonction de l'ancienneté au chômage

En euros

Ancienneté au chômage	Salaire de réserve horaire					
	Ensemble des chômeurs (1)		Chômeurs indemnisés (1)		Chômeurs au RMI (2)	
< 6 mois	6,11	(3,23)	6,11	(4,00)	5,12	(0,95)
6-11 mois	6,38	(2,91)	6,52	(2,63)	5,25	(1,12)
12-17 mois	6,06	(2,34)	6,32	(2,54)	5,44	(2,15)
18-23 mois	6,16	(1,82)	6,37	(1,83)	5,33	(1,34)
> 24 mois	6,12	(2,56)	6,66	(3,04)	5,29	(1,37)

Lecture : les écarts-types figurent entre parenthèses.

Champ : chômeurs entre 17 et 60 ans.

Sources : (1) Panel européen, octobre 1994, octobre 1995 et octobre 1996, Insee ; (2) enquête RMI, janvier et septembre 1998, Insee.

Tableau 4
Salaire horaire accepté en fonction de la durée complète de chômage

En euros

Durée complète de chômage	Salaire horaire accepté					
	Ensemble des anciens chômeurs (1)		Anciens chômeurs indemnisés (1)		Anciens chômeurs au RMI (2)	
< 6 mois	6,77	(3,86)	6,73	(2,93)	5,47	(1,55)
6-11 mois	7,19	(4,13)	6,37	(4,44)	5,68	(1,68)
12-17 mois	6,35	(3,41)	6,35	(2,15)	5,39	(1,42)
18-23 mois	5,61	(2,11)	5,58	(1,71)	5,61	(1,54)
> 24 mois	5,26	(1,44)	5,44	(1,57)	5,25	(1,34)

Lecture : les écarts-types figurent entre parenthèses.

Champ : anciens chômeurs entre 17 et 60 ans.

Sources : (1) Panel européen, octobre 1994, octobre 1995 et octobre 1996, Insee ; (2) enquête RMI, janvier et septembre 1998, Insee.

LE MODÈLE

Un chômeur perçoit un revenu b_t et reçoit des offres d'emploi avec une probabilité λ_t par unité de temps. Le salaire proposé est tiré aléatoirement d'une distribution salariale $F(w)$. À chaque fois qu'une offre d'emploi arrive, le chômeur doit décider s'il l'accepte ou s'il continue à chercher un meilleur emploi. Dans une telle situation, la stratégie optimale, qui maximise l'utilité du chômeur, est une stratégie de réservation : accepter l'offre d'emploi si le salaire proposé est supérieur à une certaine valeur w_r (appelée salaire de réserve) et la refuser dans le cas contraire.

Le modèle est non stationnaire si au moins une des variables exogènes (le revenu, la distribution des salaires offerts ou le taux d'arrivée des offres d'emploi) varie au cours de la période de chômage. Dans ce cas, l'individu au chômage détermine une séquence de salaires de réserve $\{w_r(t)\}_{t=1, \dots, \tau}$ qui maximisent son utilité espérée à chaque période.

Pour déterminer comment cette séquence de salaires de réserve évolue avec l'ancienneté au chômage, on construit un modèle semi-structurel, avec spécification de formes fonctionnelles log-linéaires pour le salaire de réserve, le taux d'arrivée des offres d'emploi et la distribution des salaires offerts (Lancaster, 1985a et 1990).

La forme fonctionnelle choisie pour le salaire de réserve l'autorise à dépendre de manière monotone de l'ancienneté au chômage, soit : $w_r(t) = \zeta t^{\beta_1}$,

où ζ représente le salaire de réserve au début de l'épisode de chômage, t l'ancienneté au chômage et β_1 l'élasticité du salaire de réserve par rapport à l'ancienneté au chômage. Le salaire de réserve peut diminuer au cours de l'épisode de chômage ($\beta_1 < 0$) ou rester constant ($\beta_1 = 0$). ζ est approximé par une fonction log-linéaire de variables explicatives Z_1 auxquelles s'ajoute un terme d'hétérogénéité η , de sorte que :

$$\zeta = \exp\{Z_1\mu_1 + \eta\}$$

La distribution des salaires offerts est supposée suivre une loi de Pareto (1), de sorte que dans la région d'acceptation $\bar{F}(w_r(t)) = \left(\frac{w_0}{w_r(t)}\right)^{\beta_2}$, avec $\beta_2 > 0$. w_0 représente la borne inférieure de la distribution des salaires offerts.

Enfin, le taux d'arrivée des offres d'emploi λ_t dépend aussi de l'ancienneté au chômage. Plusieurs raisons peuvent expliquer cette dépendance. Les chômeurs de longue durée, découragés, peuvent relâcher leur effort de recherche. De plus, les entreprises proposent moins facilement des postes à des chômeurs de longue durée. On suppose plus précisément que λ_t dépend de manière monotone de l'ancienneté au chômage : $\lambda_t = \lambda_0 t^{-\delta}$. Le taux d'arrivée des offres peut rester constant au cours de l'épisode de chômage ($\delta = 0$) ou diminuer ($\delta > 0$). Pour que l'espérance de l'ancienneté au chômage soit définie, le paramètre δ doit être inférieur à $1 - \beta_1\beta_2$ (cf. annexe).

Le hasard s'écrit donc :

$$\theta_t = \lambda_0 t^{-\delta} \bar{F}(w_r(t))$$

Cette spécification implique que : $\frac{\partial \ln \theta_t}{\partial \ln w_r(t)} = -\beta_2$, c'est-à-dire que l'élasticité du hasard au salaire de réserve est constante. $\lambda_0 w_0^{\beta_2}$ est approximé par une fonction log-linéaire de variables explicatives Z_2 auxquelles est ajouté un terme d'erreur v :

$$\lambda_0 w_0^{\beta_2} = \exp\{Z_2\mu_2 + v\}$$

La résolution de ce modèle semi-structurel permet d'exprimer le salaire de réserve en fonction de l'ancienneté au chômage, et inversement. De plus, comme le salaire finalement accepté par un chômeur est une fonction croissante de son salaire de réserve, il est possible de relier de la même façon le salaire accepté à la durée complète de chômage.

Quelques calculs (cf. annexe) donnent un premier système d'équations simultanées reliant l'ancienneté au chômage (t) et le salaire de réserve ($w_r(t)$) :

$$\begin{cases} \ln w_r(t) = \beta_1 \ln t + X_1\gamma_1 + k_1 + \omega_1 \\ \ln t = \beta_2 \ln w_r(t) + X_2\gamma_2 + k_2 + \omega_2 \end{cases} \quad [1]$$

1. L'alternative serait de supposer que la distribution des salaires offerts suit une loi log-normale, de sorte que :

$\bar{F}(w) = 1 - \Phi(\log w - \mu)$. Mais dans ce cas, il n'est plus possible d'exprimer explicitement la double relation causale entre t et w_r .



offres d'emploi sont constants au cours de la période de chômage et si l'horizon est infini, alors la stratégie optimale ne dépend pas de l'ancienneté au chômage.

Mais ce cas est peu probable. Ainsi, l'allocation chômage versée par l'assurance chômage est dégressive. Il existe d'ailleurs, comme on l'a vu précédemment, bien d'autres causes de non-stationnarité : le taux d'arrivée des offres d'emploi peut diminuer ; la découverte de la stratégie optimale tenant compte des caractéristiques individuelles peut prendre du temps ; la conjoncture économique peut évoluer. Dans tous ces cas, l'individu au chômage détermine une séquence de salaires de réserve $\{w_r(t)\}_{t=1, \dots, \tau}$ qui maximisent son utilité espérée à chaque période.

De quoi dépend cette séquence de salaires de réserve et comment évolue-t-elle avec l'ancienneté au chômage ? Pour le déterminer, nous construisons un modèle semi-structurel (cf. encadré 2), avec spécification de formes fonctionnelles log-linéaires pour le salaire de réserve, le taux d'arrivée des offres d'emploi et la distribution des salaires offerts (Lancaster, 1985a, 1990).

La résolution de ce modèle permet d'exprimer le salaire de réserve ($w_r(t)$) en fonction de l'ancienneté au chômage (t), et inversement (cf. encadré 2 et annexe) :

$$\begin{cases} \ln w_r(t) = \beta_1 \ln t + X_1 \gamma_1 + k_1 + \omega_1 \\ \ln t = \beta_2 \ln w_r(t) + X_2 \gamma_2 + k_2 + \omega_2 \end{cases} \quad [1]$$

où β_1 représente l'élasticité du salaire de réserve par rapport à l'ancienneté au chômage. Le salaire de réserve peut diminuer au cours de l'épisode de chômage ($\beta_1 < 0$) ou rester constant ($\beta_1 = 0$). Ce système d'équations s'interprète ainsi : un salaire de réserve élevé diminue la probabilité de sortir du chômage, mais, inversement, un agent depuis longtemps au chômage a sans doute révisé à la baisse son salaire de réserve.

Le salaire accepté étant une fonction croissante du salaire de réserve, il diminue logiquement avec la durée complète de chômage. Inversement, les chômeurs qui trouvent un emploi bien rémunéré avaient sans doute un salaire de réserve élevé : ils ont donc, en moyenne, mis plus de temps à trouver une offre acceptable. Il est donc possible de relier

Encadré 2 (suite)

où ω_1 et ω_2 sont des fonctions linéaires des termes d'erreurs η et v ; $X_1 = Z_1$ et $X_2 = (Z_1|Z_2)$; $\gamma_1 = \mu_1$ et le vecteur de coefficients γ_2 est une fonction des vecteurs μ_1 et μ_2 , et des coefficients β_1 , β_2 et δ .

Une démonstration un peu plus complexe (cf. annexe) permet d'établir le même type de relations causales entre le salaire finalement accepté (w) et la durée complète de chômage (τ) qu'entre le salaire de réserve et l'ancienneté au chômage :

$$\begin{cases} \ln w(\tau) = \beta_1 \ln \tau + X_1 \gamma_1 + c_1 + \varepsilon_1 \\ \ln \tau = \beta_2 \ln w(\tau) + X_2 \gamma_2 + c_2 + \varepsilon_2 \end{cases} \quad [2]$$

où ε_1 et ε_2 sont des fonctions linéaires des termes d'erreurs η et v .

D'après le système d'équations [1], les variables Z_1 interviennent dans l'équation du salaire de réserve et dans celle de l'ancienneté au chômage, puisque $X_1 = Z_1$ et $X_2 = (Z_1|Z_2)$. En fait, il existe un seul cas où les variables Z_1 n'affectent pas l'ancienneté au chômage : celui d'un taux d'arrivée des offres d'emploi constant au cours du temps ($\delta = 0$) (cf. annexe). Dans le cas, le plus probable, où le taux d'arrivée des offres d'emploi diminue au cours de l'épisode de chômage, les variables Z_1 (explicatives du salaire de réserve) déterminent aussi l'ancienneté au chômage. La conséquence est la non identifiabilité des paramètres β_1 et γ_1 de l'équation d'ancienneté. En revanche, d'après le système d'équations [1], les variables Z_2 (explicatives de l'ancienneté au chômage) n'interviennent pas dans l'équation du salaire de réserve. Les paramètres β_1 et γ_1 de l'équation du salaire de réserve sont donc identifiables, à condition qu'au moins une variable $X_2 = (Z_1|Z_2)$ soit exclue des variables $X_1 = Z_1$. Il en est de même pour le système d'équations [2].

de la même façon le salaire finalement accepté (w) à la durée complète de chômage (τ) (cf. encadré 2 et annexe) :

$$\begin{cases} \ln w(\tau) = \beta_1 \ln \tau + X_1 \gamma_1 + c_1 + \varepsilon_1 \\ \ln \tau = \beta_2 \ln w(\tau) + X_2 \gamma_2 + c_2 + \varepsilon_2 \end{cases} \quad [2]$$

Les systèmes [1] et [2] ne diffèrent que par la constante : le salaire de réserve d'un chômeur et le salaire accepté par ce chômeur quand il trouve un emploi dépendent des mêmes variables, avec les mêmes coefficients ; il en est de même pour l'ancienneté au chômage et la durée complète de chômage (13). Le modèle implique donc que les paramètres β_i et γ_i (qui mesurent respectivement l'effet de l'ancienneté et celui des caractéristiques individuelles) dans l'équation du salaire de réserve soient les mêmes que les paramètres β_i et γ_i dans l'équation du salaire accepté, pour un même individu d'abord chômeur, puis qui retrouve un emploi. Il s'agit maintenant d'estimer ces paramètres.

Dans le système d'équations [1], la double relation entre le salaire de réserve et l'ancienneté au chômage pose un problème de biais de simultanéité (14) (cf. encadré 2). Pour que les paramètres β_i et γ_i de l'équation du salaire de réserve soient identifiables, il faut qu'au moins une des variables X_2 explicatives de l'ancienneté soit exclue des variables X_1 explicatives du salaire de réserve. Il convient donc de trouver des variables instrumentales permettant l'identification de l'effet de l'ancienneté au chômage sur le salaire de réserve.

Les variables X_1 explicatives du salaire de réserve sont exogènes et comprennent les caractéristiques socio-démographiques, l'expérience professionnelle (c'est-à-dire la catégorie socio-professionnelle passée et la cause de fin du dernier emploi pour les personnes ayant déjà travaillé) et le revenu (en logarithme). La situation du marché du travail local est également prise en compte, sous la forme de la part des fins de contrats précaires dans les entrées au chômage (15).

Les variables X_2 de l'équation d'ancienneté comprennent de même les caractéristiques socio-démographiques, l'expérience professionnelle et la situation du marché du travail local. En outre, pour identifier l'effet de l'ancienneté au chômage sur le salaire de réserve, on utilisera comme instruments des variables décrivant l'efficacité du réseau de relations

familiales et amicales que le chômeur peut mobiliser dans sa recherche d'emploi. L'argument est le suivant. La durée de chômage est fonction des démarches de recherche d'emploi effectuées par le chômeur lui-même (16) ou par ses relations personnelles (amicales, professionnelles ou familiales), la mobilisation de ces dernières étant d'ailleurs le mode de recherche privilégié (17). Quand il choisit un salaire de réserve, un chômeur rationnel tient compte de toutes les démarches qu'il effectue lui-même. En revanche, il ne contrôle pas l'efficacité de son réseau de relations personnelles. L'efficacité de celui-ci sera donc supposée n'influencer le choix du salaire de réserve que dans la mesure où elle explique l'ancienneté au chômage. Comme les chômeurs enquêtés sont jeunes (environ 30 ans) et ont peu d'expérience professionnelle, donc peu d'anciennes relations professionnelles à mobiliser, c'est surtout à la famille qu'il est fait appel. Dans l'enquête *RMI* on utilise donc comme instruments : la dernière catégorie socio-professionnelle de chacun des parents sous forme de variables dichotomiques (18), avoir ou non chacun de ses parents encore en vie, parler ou non à sa famille, entretenir ou non des relations amicales (soit 14 instruments). Dans le *Panel européen*, on ajoute à ces instruments le fait de résider ou non dans sa région d'origine (soit 15 instruments). La méthode d'estimation est détaillée dans l'encadré 3.

L'équation du salaire de réserve est estimée sur la population des chômeurs. Celle du salaire accepté concerne les personnes qui viennent de sortir du chômage. Sous l'hypothèse de bonne spécification du modèle, le salaire de réserve d'un chômeur et le salaire accepté par ce même chômeur quand il trouve

13. C'est une propriété intéressante des formes fonctionnelles log-linéaires choisies pour le salaire de réserve, le taux d'arrivée des offres et la distribution des salaires offerts.

14. En d'autres termes, les variables (w, t) et t sont endogènes. Une estimation par les MCO donnerait ainsi des coefficients biaisés.

15. Cette variable est tirée de la Base de données locales qu'on a appariée avec le *Panel européen* et avec l'enquête *RMI*. À chaque individu des deux enquêtes est donc associée une zone d'emploi.

16. Il s'agit alors principalement des démarches directes auprès d'un employeur, de l'envoi de candidatures spontanées, de la lecture des petites annonces, et de l'utilisation des agences pour l'emploi.

17. D'après l'enquête *Emploi 1998*, 79,8 % des chômeurs actifs dans leur recherche d'emploi ont, au cours du mois précédent, mobilisé leur réseau personnel. L'enquête *Sortants du RMI* montre que 66,3 % des allocataires du *RMI* ont fait appel à leur réseau de relations au cours des six derniers mois.

18. La profession de chacun des parents est regroupée en six catégories socio-professionnelles (indépendant, cadre, profession intermédiaire, employé, ouvrier, sans profession), ce qui donne cinq instruments pour chaque parent.

un emploi sont expliqués par les mêmes variables. Si le modèle est bien spécifié, les différences de paramètres entre les deux équations devraient donc découler de différences dans le comportement d'offre de travail des deux populations. Le paramètre β_1 , qui mesure l'élasticité du salaire de réserve (respectivement salaire accepté) par rapport à l'ancienneté au chômage (respectivement durée complète), nous intéressera plus particulièrement. En effet, un paramètre β_1 plus élevé pour les per-

sonnes sorties du chômage suggère que ces dernières ont plus révisé à la baisse leur salaire de réserve que les personnes restées au chômage.

Le salaire de réserve diminue avec l'ancienneté au chômage

L'équation [1] du salaire de réserve est estimée sur différentes sous-populations : tous les

Encadré 3

MÉTHODE D'ESTIMATION

L'estimation est réalisée par la méthode des moments généralisés (GMM) appliquée aux équations simultanées, qui permet de construire des estimateurs de β_1 et γ_1 convergents et efficaces sans avoir à faire d'hypothèses sur la structure de variance-covariance des résidus. L'estimateur des GMM repose sur les conditions d'orthogonalité entre les termes d'erreurs et les instruments. Cette méthode d'estimation ne requiert ni la normalité ni l'homoscédasticité des termes d'erreurs. De plus, elle est robuste à l'hétéroscédasticité non connue (1).

Cette méthode permet aussi de tester la validité des conditions d'exclusion utilisées pour identifier les paramètres structurels, à condition de disposer de plus d'un instrument. Sous l'hypothèse nulle de validité des instruments, la statistique de Sargan, qui teste la corrélation entre les variables instrumentales et les résidus de l'estimation par les GMM, suit un χ^2 à $k - p$ degrés de liberté, où k est le nombre d'instruments et p le nombre de variables endogènes. Dans les différentes estimations présentées, la valeur objective (la statistique de Sargan) est toujours inférieure au $\chi^2(0,95; 14) = 23,69$ pour les chômeurs du *Panel européen*, et au $\chi^2(0,95; 13) = 22,36$ pour les allocataires du RMI. L'hypothèse nulle de validité des instruments et de bonne spécification du modèle n'est donc pas rejetée par les données.

Le modèle a aussi été estimé par la méthode des doubles moindres carrés (2SLS) et par la méthode des résidus simulés (après instrumentation). La méthode des résidus simulés permet de passer d'un salaire déclaré en tranches à un salaire en niveau. Dans les deux enquêtes utilisées, les salaires obtenus et les salaires de réserve sont bien déclarés « en clair ». Le problème est qu'ils sont souvent arrondis autour de multiples de 500 francs (76,22 euros) et que le SMIC peut servir de majorant. C'est pour tenir compte de ces erreurs de déclarations que la méthode des résidus simulés est utilisée. En pratique, la variable de salaire déclarée « en clair » est d'abord transformée en variable en tranches de 500 francs. Cette nouvelle variable en tranches est ensuite régressée sur les caractéristiques individuelles à l'aide d'un modèle probit. L'étape suivante consiste à affecter à chaque individu un salaire compte tenu de ses caractéristiques et de la tranche dans laquelle il se trouve initialement. Pour cela, un résidu est tiré dans la loi normale centrée réduite et introduit dans l'équation du salaire en tranches, permettant ainsi d'estimer le salaire de l'indi-

vidu. Si le salaire ainsi obtenu appartient à la tranche initiale, alors on affecte à l'individu ce salaire simulé. Sinon, un nouveau résidu est tiré dans la loi normale centrée réduite et l'opération renouvelée jusqu'à ce que le salaire obtenu se trouve dans la tranche initiale (2). Les résultats des estimations par la méthode des doubles moindres carrés et par la méthode des résidus simulés (après instrumentation) sont très proches de ceux obtenus avec la méthode des moments généralisés et ne sont donc pas présentés ici.

Le salaire de réserve ne peut être estimé que sur les individus encore au chômage qui, soit n'ont pas eu d'offre d'emploi, soit l'ont refusé, le salaire proposé étant inférieur à leur salaire de réserve. Il se peut donc que les salaires de réserve observés ne soient pas représentatifs de l'ensemble des salaires de réserve. S'il y a effectivement un biais de sélection, l'estimation des déterminants du salaire de réserve risque d'être biaisée dans un sens ou dans l'autre. D'un côté, les chômeurs qui annoncent un salaire de réserve élevé compte-tenu de leurs caractéristiques observables restent en moyenne plus longtemps au chômage. Si ces agents baissent plus vite que les autres leur salaire de réserve, l'estimation en coupe risque de surestimer l'élasticité. À l'inverse, si les chômeurs qui trouvent rapidement un emploi sont ceux qui ont diminué plus que les autres leur salaire de réserve, l'effet de l'ancienneté sera sous-estimé. Mettre en œuvre une procédure d'estimation à la Heckman (1979) en deux étapes serait une manière de traiter ce biais, mais pose deux problèmes. D'abord, dans l'estimation de la première étape, il est difficile de trouver des variables qui expliqueraient la sortie du chômage sans expliquer l'ancienneté au chômage. D'autre part, pour avoir en deuxième étape la bonne matrice de variance-covariance, il faudrait en première étape estimer l'équation de sortie du chômage par la méthode des moments généralisés, ce qui ne semble pas possible (Dagenais, 1999). Nous n'irons donc pas plus loin dans la prise en compte du biais de sélection dans l'estimation. On peut d'ailleurs penser qu'en instrumentant l'ancienneté au chômage on traite en partie le problème du biais de sélection.

1. Voir Lee (1996) pour une présentation très didactique de la méthode des moments généralisés.
2. Pour plus de détails, on peut se reporter à Gouriéroux, Montfort, Renault et Trognon (1985).

Tableau 5
Déterminants du salaire de réserve horaire

	Ensemble des chômeurs (1)	Chômeurs indemnisés (1)	Chômeurs au RMI (2)
Ancienneté au chômage	- 0,086 ** (0,039)	- 0,138 ** (0,064)	- 0,035 ** (0,016)
Sexe			
Homme	0,105 *** (0,017)	0,056 ** (0,025)	0,058 *** (0,01)
Femme	Réf.	Réf.	Réf.
Âge			
< 25 ans	Réf.	Réf.	Réf.
25-35 ans	0,1 *** (0,022)	0,07 ** (0,031)	n.s.
35-45 ans	0,12 *** (0,023)	0,1 ** (0,041)	0,032 ** (0,014)
45-55 ans	0,2 *** (0,034)	0,2 *** (0,048)	0,039 *** (0,014)
> 55 ans	0,39 *** (0,073)	0,41 *** (0,083)	0,09 ** (0,04)
Diplôme			
Sans diplôme ou CEP	- 0,248 *** (0,039)	- 0,225 *** (0,044)	- 0,211 *** (0,041)
CAP-BEP	- 0,231 *** (0,04)	- 0,217 *** (0,044)	- 0,172 *** (0,041)
Bac technique	- 0,186 *** (0,042)	- 0,199 *** (0,054)	- 0,148 *** (0,052)
Bac général	- 0,212 *** (0,045)	- 0,197 *** (0,062)	- 0,138 *** (0,046)
≤ Bac + 2	- 0,15 *** (0,042)	- 0,17 *** (0,054)	- 0,135 *** (0,052)
> Bac + 2	Réf.	Réf.	Réf.
Pas d'expérience professionnelle	- 0,38 *** (0,052)	- 0,41 *** (0,07)	- 0,2 ** (0,078)
Cause de fin d'emploi passé			
Fin de CDD	- 0,092 *** (0,021)	- 0,096 *** (0,032)	- 0,044 *** (0,013)
Licenciement	Réf.	Réf.	Réf.
Autre	- 0,077 ** (0,028)	n.s.	n.s.
PCS passée			
Indépendant	- 0,28 *** (0,064)	- 0,376 *** (0,073)	0,143 * (0,077)
Cadre	Réf.	Réf.	Réf.
Profession intermédiaire	- 0,169 *** (0,051)	- 0,182 *** (0,062)	- 0,171 ** (0,08)
Employé	- 0,282 *** (0,051)	- 0,321 *** (0,061)	- 0,191 ** (0,077)
Ouvrier	- 0,338 *** (0,049)	- 0,377 *** (0,062)	- 0,2 *** (0,078)
Revenu mensuel	0,066 *** (0,014)	0,08 *** (0,025)	n.s.
Nombre d'enfants	- 0,009 ** (0,004)	n.s.	n.s.
Marché du travail local			
Part de fins d'emplois précaires dans les entrées au chômage	- 0,005 *** (0,001)	- 0,007 *** (0,0015)	- 0,003 *** (0,0008)
Constante	8,33 *** (0,17)	9,17 *** (0,35)	9,2 *** (0,12)
Nombre d'observations	1 266	587	1 312
Statistique de Sargan	9,8	9,9	11,8

Lecture : *** : significatif à 1 % ; ** : significatif à 5 % ; * : significatif à 10 % ; n.s. : non significatif au seuil de 10 %. Le modèle est estimé par la méthode des moments généralisés (cf. encadré 3). Les instruments utilisés sont des variables décrivant l'efficacité du réseau familial et amical que le chômeur peut mobiliser dans sa recherche d'emploi. Dans l'enquête RMI : la dernière catégorie socio-professionnelle de chacun des parents sous forme de variables dichotomiques, avoir ou non chacun des parents encore en vie, parler ou non à sa famille, entretenir ou non des relations amicales (soit 14 instruments). Dans le Panel européen, à ces instruments est ajouté le fait de résider ou non dans sa région d'origine (soit 15 instruments). La statistique de Sargan montre que l'hypothèse nulle de validité des instruments et de bonne spécification du modèle n'est pas rejetée par les données. Les écarts-types figurent entre parenthèses. Les estimations ont été effectuées en francs. En euros, seul le coefficient de la constante changerait.

Champ : chômeurs entre 17 et 60 ans.

Sources : (1) Panel européen, octobre 1994, octobre 1995 et octobre 1996, Insee ; (2) enquête RMI, janvier et septembre 1998, Insee.

chômeurs du *Panel européen* (19), les seuls chômeurs indemnisés par l'assurance chômage et les bénéficiaires du revenu minimum d'insertion de l'enquête *RMI*. Les résultats sont donnés dans le tableau 5. En raison de la concentration des salaires de réserve autour du Smic, l'estimation pour les chômeurs au RMI est de moins bonne qualité que pour les autres chômeurs.

Les trois catégories de chômeurs se distinguent d'abord par l'effet de l'ancienneté au chômage (hors variation du revenu) sur le salaire de réserve. Ainsi, l'élasticité du salaire de réserve par rapport à l'ancienneté vaut - 0,138 pour le sous-échantillon des chômeurs indemnisés. Elle n'est plus que de - 0,086 pour l'ensemble des chômeurs (indemnisés ou pas). Enfin, c'est pour les bénéficiaires du revenu minimum que cette élasticité est la plus faible : - 0,035. C'est logique dans la mesure où ces derniers annoncent plus souvent que les autres chômeurs un salaire de réserve proche du Smic. Mais, même pour les autres chômeurs, l'effet de l'ancienneté (à revenu constant) sur le salaire de réserve est faible.

Les chômeurs indemnisés par l'assurance chômage (qui perçoivent une indemnité chômage dégressive) et les bénéficiaires du RMI (qui perçoivent un revenu invariant au cours de l'épisode de chômage) se distinguent ensuite par l'effet du revenu sur leur comportement d'offre de travail. Le revenu exerce un effet positif et significatif sur le salaire de réserve des chômeurs indemnisés, une hausse de 1 % du revenu se traduisant par une augmentation de 0,08 % du salaire de réserve. En revanche, le revenu n'intervient pas dans le choix d'un salaire de réserve pour les allocataires du RMI. Ainsi, l'effet total de l'ancienneté au chômage est beaucoup plus prononcé pour les chômeurs indemnisés par l'assurance chômage que pour les bénéficiaires du RMI : à revenu constant, l'élasticité du salaire de réserve par rapport à l'ancienneté au chômage est plus forte pour les premiers ; de plus, leur revenu baisse au cours de l'épisode de chômage, en raison de la dégressivité de l'allocation.

L'effet des autres variables ne distingue pas les différentes catégories de chômeurs. Les salaires de réserve sont plus élevés pour les hommes que pour les femmes, et augmentent à la fois avec le niveau de diplôme et avec l'âge. Les problèmes de santé n'ont pas d'im-

pact. En revanche, l'absence d'expérience professionnelle réduit nettement le salaire de réserve. L'effet de la catégorie socio-professionnelle passée est sans surprise. Enfin, les chômeurs qui ont été licenciés de leur dernier emploi ont un salaire de réserve plus élevé que ceux qui sont entrés au chômage à la fin d'un contrat à durée déterminée.

Une baisse du salaire de réserve plus forte pour les chômeurs indemnisés que pour les allocataires du RMI

Dans la continuité de l'analyse précédente, nous estimons l'équation [2] du salaire accepté (20) d'abord sur l'ensemble des anciens chômeurs, puis sur deux sous-populations : les anciens chômeurs indemnisés par l'assurance chômage et les anciens allocataires du RMI. Le tableau 6 présente les effets des caractéristiques observées sur le niveau du salaire horaire accepté (21). Les trois catégories d'anciens chômeurs se distinguent d'abord par l'effet de la durée complète de chômage (hors variation du revenu) sur le salaire accepté. Ainsi, l'élasticité du salaire accepté par rapport à la durée complète vaut - 0,215 pour le sous-échantillon des anciens chômeurs indemnisés. Elle est de - 0,189 pour l'ensemble des anciens chômeurs (indemnisés ou pas). Enfin, elle est très faible pour les anciens bénéficiaires du RMI : - 0,038.

L'effet des variables socio-démographiques sur le salaire accepté est sans surprise et ne distingue pas les différentes catégories d'anciens chômeurs. Les salaires s'élèvent avec le niveau de diplôme et augmentent avec l'âge selon un profil concave. L'absence d'expérience professionnelle réduit nettement le salaire. Enfin, les individus qui ont été licenciés de leur dernier emploi ont un salaire plus élevé que ceux qui sont entrés au chômage à la fin d'un contrat à durée déterminée.

19. Pour permettre la comparaison entre l'ensemble des chômeurs du Panel européen et les chômeurs au RMI de l'enquête RMI, la dimension longitudinale du Panel européen n'est pas utilisée dans un premier temps.

20. L'équation du salaire accepté est estimée par la méthode des moments généralisée (cf. encadré 3). Les variables instrumentales utilisées pour identifier l'effet de la durée complète de chômage sur le salaire accepté sont les mêmes que pour identifier l'effet de l'ancienneté au chômage sur le salaire de réserve.

21. Le salaire ne peut être estimé que sur les individus qui perçoivent effectivement un salaire, ce qui signifie qu'ils l'ont accepté. Il n'est donc pas certain que les salaires acceptés que nous observons soient représentatifs de l'ensemble des salaires proposés par les employeurs. Mais pour les raisons exposées dans l'encadré 3, nous ne traitons pas ce problème de biais de sélection.

Tableau 6
Déterminants du salaire horaire accepté

	Ensemble des anciens chômeurs (1)	Anciens chômeurs indemnisés (1)	Anciens chômeurs au RMI (2)
Durée de chômage	- 0,189*** (0,072)	- 0,215** (0,098)	- 0,038** (0,018)
Sexe			
Homme	0,085*** (0,028)	0,052* (0,031)	0,026** (0,013)
Femme	Réf.	Réf.	Réf.
Âge			
< 25 ans	- 0,16*** (0,028)	n.s.	n.s.
25-35 ans	Réf.	Réf.	Réf.
35-45 ans	0,09*** (0,026)	0,12** (0,053)	n.s.
45-55 ans	0,23*** (0,037)	0,16** (0,067)	0,029* (0,018)
> 55 ans	0,19** (0,065)	0,22** (0,11)	n.s.
Diplôme			
Sans diplôme, CEP	- 0,343*** (0,047)	- 0,243*** (0,059)	- 0,11*** (0,032)
CAP-BEP	- 0,333*** (0,046)	- 0,236*** (0,059)	- 0,101*** (0,031)
Bac technique	- 0,264*** (0,056)	- 0,186** (0,084)	- 0,15*** (0,037)
Bac général	- 0,262*** (0,06)	- 0,265** (0,088)	- 0,096*** (0,035)
≤ Bac + 2	- 0,192*** (0,052)	n.s.	- 0,076** (0,035)
> Bac + 2	Réf.	Réf.	Réf.
Pas d'expérience professionnelle	- 0,24** (0,091)	n.s.	n.s.
Cause de fin d'emploi passé			
Fin de CDD	- 0,051 (0,04)	n.s.	n.s.
Licenciement	Réf.	Réf.	Réf.
Autre	n.s.	0,17** (0,079)	0,024* (0,015)
PCS passée			
Indépendant	n.s.	Réf.	n.s.
Cadre	Réf.	0,44** (0,2)	Réf.
Profession intermédiaire	- 0,263*** (0,085)	0,21** (0,095)	- 0,117** (0,049)
Employé	- 0,23*** (0,078)	0,214** (0,09)	- 0,219*** (0,044)
Ouvrier	- 0,315*** (0,081)	0,115 (0,084)	- 0,192*** (0,045)
Revenu mensuel au chômage	0,095*** (0,019)	0,069** (0,035)	/
Marché du travail local			
Part des fins d'emplois précaires dans les entrées au chômage	- 0,005*** (0,001)	n.s.	- 0,005*** (0,0009)
Nombre d'enfants	n.s.	n.s.	n.s.
Constante	8,99*** (0,34)	8,78*** (0,52)	9,21*** (0,08)
Nombre d'observations	1 250	347	874
Statistique de Sargan	6,8	7,1	12,3

Lecture : *** : significatif à 1% ; ** : significatif à 5% ; * : significatif à 10% ; n.s. : non significatif au seuil de 10%. Les écarts-types figurent entre parenthèses. Le modèle est estimé par la méthode des moments généralisés. Pour la liste des instruments, voir le tableau 5. Les estimations ont été effectuées en francs. En euros, seul le coefficient de la constante changerait.

Champ : anciens chômeurs entre 17 et 60 ans.

Sources : (1) Panel européen, octobre 1994, octobre 1995 et octobre 1996, Insee ; (2) enquête RMI, janvier et septembre 1998, Insee.

On peut maintenant comparer les estimations du salaire de réserve et du salaire accepté. Pour la population dans son ensemble, l'élasticité du salaire accepté par rapport à la durée complète de chômage est notablement plus élevée que l'élasticité du salaire de réserve par rapport à l'ancienneté : - 0,189 contre - 0,086. Les autres coefficients des deux équations sont assez proches, en particulier ceux qui mesurent l'effet de l'âge, du sexe, du niveau de diplôme et du revenu. L'écart entre les paramètres β_i peut donc suggérer que les futurs sortants avaient, quand ils étaient chômeurs, un comportement d'offre de travail différent de ceux qui restent au chômage. On peut faire le même constat pour la sous-population des chômeurs indemnisés par l'assurance chômage. En revanche, la différence entre les paramètres β_i des allocataires et des anciens allocataires au RMI apparaît négligeable.

Enfin, pour compléter ces résultats, l'équation du salaire de réserve est estimée sur deux populations différentes du *Panel européen* (22) : les individus au chômage sans interruption entre les dates τ et $\tau + I$; les chômeurs à la date τ qui trouvent un emploi avant la date $\tau + I$. Le paramètre β_i vaut - 0,09 pour les premiers, contre - 0,14 pour les seconds (cf. tableau 7) (23). Ainsi, les futurs sortants semblent avoir revu à la baisse plus fortement que les autres leur salaire de réserve.

Avant de conclure, il faut néanmoins s'assurer que ce résultat est robuste à la prise en compte de l'hétérogénéité individuelle inobservée. La dimension longitudinale des enquêtes permet en effet de supposer l'existence d'un effet fixe propre à chaque individu, ce qui est une manière de contrôler l'hétérogénéité individuelle inobservée (Hausman et Taylor, 1981). La suite de l'analyse portera donc successivement sur les deux sous-populations que nous venons de définir : les individus au chômage sans interruption entre les dates τ et $\tau + I$; les chômeurs à la date τ qui trouvent un emploi avant la date $\tau + I$.

La prise en compte des caractéristiques individuelles inobservées réduit l'effet de l'ancienneté au chômage

Pour un individu au chômage sans interruption entre les dates τ et $\tau + I$, l'équation du salaire de réserve peut s'écrire en différence première (cf. équation [3], encadré 4). Cette équation en

différence première est estimée sur l'ensemble des individus du *Panel européen* au chômage à deux interrogations successives et sur les seuls chômeurs indemnisés par l'assurance chômage. Comme le salaire de réserve n'est renseigné qu'en janvier 1998 dans l'enquête RMI, cette méthode d'estimation ne peut être appliquée aux allocataires du RMI.

Les résultats sont donnés dans le tableau 8. Une meilleure prise en compte de l'hétérogénéité individuelle inobservée réduit considérablement l'impact de l'ancienneté sur le salaire de réserve. Ainsi, pour l'ensemble des individus au chômage à τ et $\tau + I$, le paramètre β_i passe de - 0,09 en coupe (cf. tableau 7) à - 0,029 en différence première. La relation négative, constatée en coupe, entre salaire de réserve et ancienneté au chômage semble donc due en grande partie à l'hétérogénéité individuelle inobservée. Pas complètement, car elle reste significative.

Pour les chômeurs indemnisés par l'assurance chômage à τ et $\tau + I$, l'élasticité du salaire de réserve par rapport à l'ancienneté passe à - 0,07. L'effet de l'ancienneté au chômage reste donc plus prononcé pour les individus indemnisés que pour les autres chômeurs.

Enfin, le taux de chômage de longue durée dans le bassin d'emploi local a un effet positif sur le salaire de réserve. Ce résultat un peu surprenant peut s'expliquer par le moindre dynamisme des chômeurs de longue durée dans leur recherche d'emploi. Si la part des chômeurs de longue durée s'accroît, la tension sur le marché du travail peut diminuer, et ainsi pousser les salaires de réserve à la hausse.

Les individus qui sortent du chômage ont à peine plus révisé à la baisse leur salaire de réserve que ceux qui y restent

Les estimations en coupe suggèrent que les chômeurs à la date τ qui trouvent un emploi avant la date $\tau + I$ ont eu un comportement d'offre de travail différent de ceux qui restent au chômage (cf. tableau 7). Une meilleure prise en compte de l'hétérogénéité individuelle inobservée invalide-t-elle ce résultat ? Pour

22. Cette analyse ne peut pas être menée sur les allocataires du RMI en raison du trop petit nombre de sortants entre janvier 1998 et septembre 1998.

23. Comme les échantillons sont de petite taille, moins de variables explicatives sont utilisées, ce qui explique que les élasticités ne soient pas exactement les mêmes que précédemment.

répondre à la question, il conviendrait d'estimer l'équation [3] (cf. encadré 4) en différence première sur la population des futurs sortants. Ce n'est pas possible car le salaire de réserve au moment où un emploi est accepté n'est pas renseigné. En revanche, le salaire accepté est connu. Or le modèle développé dans l'encadré 2 implique que les paramètres β_i et γ_i soient les mêmes dans l'équation du salaire de réserve et dans celle du salaire accepté pour un même individu d'abord chômeur puis qui retrouve un emploi. Cette identité des coefficients permet d'estimer la variation entre le salaire

de réserve à τ et le salaire accepté à $\tau + \Delta$ (cf. équation [4], encadré 4).

L'équation [4] en différence première est estimée d'abord sur l'ensemble des chômeurs à τ sortis avant $\tau + I$ puis sur deux sous-populations : les chômeurs indemnisés à τ qui trouvent un emploi avant $\tau + I$; les allocataires du RMI au chômage en janvier 1998 qui travaillent en septembre 1998. Les résultats sont donnés dans le tableau 9. Pour les sortants aussi, une meilleure prise en compte de l'hétérogénéité individuelle inobservée affaiblit notablement

Tableau 7
Déterminants du salaire de réserve horaire des personnes qui restent au chômage et des futurs sortants

	Chômeurs à la date t encore au chômage à la date t+1	Chômeurs à la date t sortis du chômage avant la date t+1
Ancienneté au chômage	- 0,09** (0,045)	- 0,14** (0,06)
Sexe		
Homme	0,07*** (0,026)	0,08*** (0,027)
Femme	Réf.	Réf.
Âge		
< 25 ans	Réf.	Réf.
25-35 ans	0,11*** (0,045)	0,09** (0,037)
35-45 ans	0,14*** (0,044)	0,17*** (0,047)
45-55 ans	0,23*** (0,052)	0,16** (0,067)
> 55 ans	0,45*** (0,121)	0,44*** (0,122)
Diplôme		
Sans diplôme ou CEP	- 0,37*** (0,077)	- 0,32*** (0,061)
CAP-BEP	- 0,37*** (0,074)	- 0,29*** (0,057)
Bac technique	- 0,23*** (0,086)	- 0,24*** (0,071)
Bac général	- 0,31*** (0,083)	- 0,22*** (0,07)
≤ Bac +2	- 0,14* (0,085)	- 0,085* (0,052)
> Bac + 2	Réf.	Réf.
Pas d'expérience professionnelle	- 0,1** (0,045)	- 0,14** (0,047)
Cause de fin d'emploi passé		
Fin de CDD	- 0,07** (0,032)	- 0,14*** (0,035)
Licenciement	Réf.	Réf.
Autre	n.s.	n.s.
Revenu mensuel	0,067*** (0,021)	0,045** (0,021)
Marché du travail local		
Part de fins d'emplois précaires dans les entrées au chômage	- 0,008*** (0,0017)	- 0,007*** (0,0016)
Constante	8,85*** (0,22)	9,02*** (0,22)
Nombre d'observations	377	359
Statistique de Sargan	11,7	7,8

Lecture : *** : significatif à 1 % ; ** : significatif à 5 % ; * : significatif à 10 % ; n.s. : non significatif au seuil de 10 %. Les écarts-types figurent entre parenthèses. Le modèle est estimé par la méthode des moments généralisés. Pour la liste des instruments, voir le tableau 5. Les estimations ont été effectuées en francs. En euros, seul le coefficient de la constante changerait.

Champ : chômeurs entre 17 et 60 ans.

Source : Panel européen, octobre 1994, octobre 1995 et octobre 1996, Insee.

la relation négative, constatée en coupe, entre salaire de réserve et ancienneté au chômage. En effet, pour l'ensemble des chômeurs à τ sortis avant $\tau + I$, le paramètre β , passe de -0,14 en coupe (cf. tableau 7) à -0,047 en différence première. Pour les chômeurs indemnisés, l'élasticité du salaire de réserve par rapport à l'ancienneté passe à -0,087. L'effet de l'ancienneté reste néanmoins significatif pour ces deux populations, alors que ce n'est même plus le cas pour les allocataires du RMI (24).

24. Il faut prendre ce dernier résultat avec prudence car l'échantillon est de très petite taille (158 personnes).

25. L'élasticité pour les sortants vaut -0,047 contre -0,029 pour les non sortants.

Enfin, on peut comparer l'effet de l'ancienneté au chômage sur le salaire de réserve des deux populations qui nous intéressent : les individus au chômage sans interruption entre les dates τ et $\tau + I$; les chômeurs à la date τ qui trouvent un emploi avant la date $\tau + I$. Les élasticités paraissent maintenant peu différentes (25). Autrement dit, les futurs sortants ont à peine plus baissé leur salaire de réserve que les autres. La différence de comportement d'offre de travail observée en coupe entre les futurs sortants et les autres semble donc due en grande partie à l'hétérogénéité individuelle inobservée.

Encadré 4

PRENDRE EN COMPTE L'HÉTÉROGÉNÉITÉ INDIVIDUELLE INOBSERVÉE

Variation du salaire de réserve au cours de l'épisode de chômage

Pour un individu i au chômage à la date τ , le système d'équations simultanées [1], qui relie le salaire de réserve ($w_{r,i,\tau}$) et l'ancienneté au chômage ($t_{i,\tau}$), peut se réécrire en faisant apparaître un effet individuel invariant au cours du temps :

$$\begin{cases} \ln w_{r,i,\tau} = \beta_1 \ln t_{i,\tau} + X_{1,i,\tau} \gamma_1 + Z_{1,i} \delta_1 + k_1 + \alpha_{1,i} + \omega_{1,i,\tau} \\ \ln t_{i,\tau} = \beta_2 \ln w_{r,i,\tau} + X_{2,i,\tau} \gamma_2 + Z_{2,i} \delta_2 + k_2 + \alpha_{2,i} + \omega_{2,i,\tau} \end{cases}$$

où $\alpha_{1,i}$ et $\alpha_{2,i}$ sont des effets fixes individuels, $\omega_{1,i,\tau}$ et $\omega_{2,i,\tau}$ sont des termes aléatoires, et les variables $Z_{1,i}$ et $Z_{2,i}$ sont invariantes au cours du temps.

On suppose que $E(\omega_{1,i,\tau}/X_{1,i,\tau}) = E(\omega_{1,i,\tau}/Z_{1,i}) = E(\omega_{2,i,\tau}/X_{2,i,\tau}) = E(\omega_{2,i,\tau}/Z_{2,i}) = 0$. Les variables dépendantes $w_{r,i,\tau}$ et $t_{i,\tau}$ sont endogènes, corrélées avec la perturbation et avec l'effet fixe individuel. En différence première, l'effet fixe individuel $\alpha_{1,i}$ disparaît et la variation du salaire de réserve pour un individu au chômage à τ et $\tau+1$ se réécrit ainsi :

$$\ln \left(\frac{w_{r,i,\tau+1}}{w_{r,i,\tau}} \right) = \beta_1 \ln \left(1 + \frac{1}{t_{i,\tau}} \right) + (X_{1,i,\tau+1} - X_{1,i,\tau}) \gamma_1 + \omega_{1,i,\tau+1} - \omega_{1,i,\tau} \quad [3]$$

L'équation [3] est estimée par la méthode des moments généralisés. Les variables explicatives $X_{1,i,\tau}$ comprennent le revenu (en logarithme) et le taux de chômage de longue durée dans la zone d'emploi. Les variables instrumentales utilisées pour instrumenter la différence d'ancienneté au chômage sont : l'âge (sous une forme polynomiale), l'expérience professionnelle, les relations avec la famille et les amis. La statistique de Sargan montre que ces instruments sont bien valides.

Salaire de réserve et salaire finalement accepté

Pour un individu i au chômage à la date τ qui accepte un emploi à la date $\tau+\Delta$, le salaire de réserve à τ et le salaire accepté à $\tau+\Delta$ peuvent se réécrire en faisant apparaître un effet fixe individuel $\alpha_{1,i}$:

$$\begin{aligned} \ln w_{r,i,\tau} &= \beta_1 \ln t_{i,\tau} + X_{1,i,\tau} \gamma_1 + Z_{1,i} \delta_1 + k_1 + \alpha_{1,i} + \omega_{1,i,\tau} \\ \ln w_{i,\tau+\Delta} &= \beta_1 \ln(t_{i,\tau} + \Delta) + X_{1,i,\tau+\Delta} \gamma_1 + Z_{1,i} \delta_1 + c_1 + \alpha_{1,i} + \varepsilon_{1,i,\tau+\Delta} \end{aligned}$$

Les variables dépendantes $w_{r,i,\tau}$ et $w_{i,\tau+\Delta}$ sont endogènes, corrélées avec la perturbation et avec l'effet fixe individuel. Les termes d'erreurs des deux équations sont supposés indépendants, de sorte que $E(\omega_{1,i,\tau} \varepsilon_{1,i,\tau+\Delta}) = 0$.

En soustrayant les deux équations, l'effet fixe individuel disparaît :

$$\ln \left(\frac{w_{i,\tau+\Delta}}{w_{r,i,\tau}} \right) = \beta_1 \ln \left(1 + \frac{\Delta}{t_{i,\tau}} \right) + (X_{1,i,\tau+\Delta} - X_{1,i,\tau}) \gamma_1 + \varepsilon_{1,i,\tau+\Delta} - \omega_{1,i,\tau} + cte \quad [4]$$

L'équation [4] est estimée par la même méthode que l'équation [3].

Tableau 8
Déterminants du salaire de réserve horaire des individus au chômage à deux dates successives

	Ensemble des chômeurs	Chômeurs indemnisés
Ancienneté au chômage	- 0,029 ** (0,013)	- 0,07 *** (0,023)
Revenu mensuel	n.s.	n.s.
Taux de chômage de longue durée dans la zone d'emploi	5,64 *** (1,85)	4,46* (2,4)
Nombre d'observations	273	127
Statistique de Sargan	8,3	6,3

Lecture : *** : significatif à 1 % ; ** : significatif à 5 % ; * : significatif à 10 % ; n.s. : non significatif au seuil de 10 %. Les écarts-types figurent entre parenthèses. Le modèle est estimé en différence première par la méthode des moments généralisés. Pour la liste des instruments, voir l'encadré 4.

Champ : individus entre 17 et 60 ans au chômage à deux dates successives.

Source : Panel européen, octobre 1994, octobre 1995 et octobre 1996, Insee.

Tableau 9
Déterminants du salaire horaire accepté par les sortants

	Ensemble des anciens chômeurs (1)	Anciens chômeurs indemnisés (1)	Anciens chômeurs au RMI (2)
Durée de chômage	- 0,047 ** (0,021)	- 0,087 ** (0,042)	- 0,066 (0,05)
Taux de chômage de longue durée dans la zone d'emploi	4,03 ** (2,01)	n.s.	n.s.
Constante	n.s.	n.s.	n.s.
Nombre d'observations	309	149	158
Statistique de Sargan	8,1	8,8	8,6

Lecture : *** : significatif à 1 % ; ** : significatif à 5 % ; * : significatif à 10 % ; n.s. : non significatif au seuil de 10 %. Les écarts-types figurent entre parenthèses. Le modèle est estimé en différence première par la méthode des moments généralisés. Pour la liste des instruments, voir l'encadré 4. Les estimations ont été effectuées en francs. En euros, seul le coefficient de la constante changerait.

Champ : chômeurs entre 17 et 60 ans qui sortent du chômage.

Sources : (1) Panel européen, octobre 1994, octobre 1995 et octobre 1996, Insee ; (2) enquête RMI, janvier et septembre 1998, Insee.

*

* *

Ainsi, le salaire horaire minimal demandé par un chômeur pour travailler semble une bonne approximation de la notion théorique de salaire de réserve : il est cohérent avec les caractéristiques socio-démographiques du chômeur, comparable au salaire finalement accepté par ce dernier, et il dépend des mêmes variables explicatives. Il est donc possible de disposer d'un salaire de réserve renseigné par le chômeur lui-même plutôt que de devoir l'estimer en supposant vérifiée la théorie de la recherche d'emploi.

Une des limites de l'étude vient de ce qu'un seul salaire de réserve a été considéré par chômeur. Or le salaire horaire minimal demandé pour un emploi temporaire à temps partiel est probablement plus élevé que pour un emploi à temps plein à durée indéterminée. Plus généralement, un chômeur a sans doute un salaire de réserve différent par type d'emploi : CDI,

CDD, emplois aidés. Mais les enquêtes utilisées, le *Panel européen* et l'enquête *RMI*, ne permettent pas de prendre en compte cette distinction.

L'effet de l'ancienneté au chômage sur le salaire de réserve ne se limite pas à la baisse de revenu subie au cours de l'épisode de chômage. Mais une fois prise en compte l'hétérogénéité inobservée des individus, l'élasticité du salaire de réserve par rapport à l'ancienneté (hors effet revenu) s'avère faible, encore plus pour les allocataires du RMI que pour les autres chômeurs. La baisse du salaire de réserve peut s'expliquer par la diminution du taux d'arrivée des offres d'emploi, le déplacement vers le bas de la distribution des salaires offerts, l'évolution de la conjoncture économique ou l'effet d'apprentissage. L'importance respective de ces différentes causes pourra être précisée dans une prochaine étude. □

BIBLIOGRAPHIE

- Cases C. et Lollivier S. (1993)** « A Structural Model of Transition from Unemployment with Multiple Issues », *Document de travail n° 9332*, Crest.
- Cornwell C., Schmidt P. et Wyhowski D. (1992)** « Simultaneous Equations and Panel Data », *Journal of Econometrics*, 51, 151-181.
- Dagenais M.G. (1999)** « Inconsistency of a Proposed Nonlinear Instrumental Variables Estimator for Probit and Logit Models with Endogenous Regressors », *Economics Letters*, 63, 19-21.
- Gouriéroux C., Monfort A., Renault E. et Trognon A. (1985)** « Résidus généralisés, résidus simulés et leur utilisation dans les modèles non linéaires », *Annales de l'Insee*, 59-60, 71-96.
- Gurgand M. et Margolis D. (2001)** « RMI et revenu du travail : une évaluation des gains financiers à l'emploi », *Économie et Statistique*, dans ce numéro.
- Hausman J. et Taylor W. (1981)** « Panel Data and Unobservable Individual Effects », *Econometrica*, 49, 1377-1398.
- Jones S. (1988)** « The Relationship between Unemployment Spells and Reservation Wages as a Test of Search Theory », *Journal of Economics*, 103, 741-765.
- Jones S. (1989)** « Reservation Wages and the Cost of Unemployment », *Economica*, 56, 225-246.
- Kasper H. (1967)** « The Asking Price of Labor and the Duration of Unemployment », *Review of Economics and Statistics*, 49, 165-172.
- Kiefer N. et Neumann G. (1979)** « An Empirical Job-search Model, with a Test of the Constant Reservation-wage Hypothesis », *Journal of Political Economy*, 87, 89-107.
- Kiefer N. et Neumann G. (1981)** « Individual Effects in a Non-linear Model: Explicit Treatment of Heterogeneity in the Empirical Job-search model », *Econometrica*, 49, 965-979.
- Lancaster T. (1990)** *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press.
- Lancaster T. (1985a)** « Simultaneous Equations Models in Applied Search Theory », *Journal of Econometrics*, 28, 113-126.
- Lancaster T. (1985b)** « Generalised Residuals and Heterogeneous Duration Models: With Applications to the Weibull Model », *Journal of Econometrics*, 28, 155-169.
- Lancaster T. et Chesher A. (1983)** « An Econometric Analysis of Reservation Wages », *Econometrica*, 51, 1661-1676.
- Laroque G. et Salanié B. (2000)** « Une décomposition du non-emploi en France », *Économie et Statistique*, 331, 47-66.
- Lee M. (1996)** *Methods of Moments and Semiparametric Econometrics for Limited Dependent Variable Models*, Springer, New York.
- Lippmann S. et McCall J. (1976)** « The Economics of Job Search: A Survey », *Economic Inquiry*, 14, 155-189.
- Mortensen D. (1986)** « Job Search and Labor Market Analysis », O. Ashenfelter et R. Layard eds, *Handbook of Labor Economics*, Amsterdam.
- Van Den Berg G. (1990)** « Non Stationarity in Job Search Theory », *Review of Economic Studies*, 57, 255-277.
- Van Den Berg G. (1995)** « Explicit Expressions for the Reservation Wage Path and the Unemployment Duration Density in Non-stationary Job Search Models », *Labour Economics*, 2, 187-198.
-

Le salaire de réserve pour une ancienneté au chômage t s'écrit : $w_r(t) = \zeta t^{\beta_1}$, où ζ est le salaire de réserve au début de l'épisode de chômage.

La distribution des salaires offerts suit une loi de Pareto, de sorte que dans la région d'acceptation

$$\bar{F}(w_r(t)) = \left(\frac{w_0}{w_r(t)} \right)^{\beta_2}, \text{ où } w_0 \text{ représente la borne inférieure de la distribution des salaires offerts.}$$

Enfin, le hasard s'écrit : $\theta(t) = \lambda_0 t^{-\delta} \bar{F}(w_r(t))$, où λ_0 est le taux d'arrivée des offres d'emploi au début de l'épisode de chômage.

Relation entre salaire de réserve et ancienneté au chômage

La densité de l'ancienneté au chômage s'écrit :

$$p(t) = \frac{\exp\left\{-\int_0^t \theta(u) du\right\}}{\int_0^\infty \exp\left\{-\int_0^t \theta(u) du\right\} dt}$$

$$\text{Or } \theta(u) = \lambda_0 \left(\frac{w_0}{\zeta} \right)^{\beta_2} u^{-(\beta_1\beta_2+\delta)}. \text{ D'où } \int_0^t \theta(u) du = \frac{\lambda_0}{a} \left(\frac{w_0}{\zeta} \right)^{\beta_2} t^a, \text{ où } a = 1 - \beta_1\beta_2 - \delta.$$

$$\text{Il suit que } \int_0^\infty \exp\left\{-\int_0^t \theta(u) du\right\} dt = \int_0^\infty \exp\left\{-\frac{\lambda_0}{a} \left(\frac{w_0}{\zeta} \right)^{\beta_2} t^a\right\} dt = \Gamma\left(1 + \frac{1}{a}\right) \left(\frac{\lambda_0}{a} \left(\frac{w_0}{\zeta} \right)^{\beta_2} \right)^{-\frac{1}{a}}$$

où $\Gamma(\cdot)$ est la fonction Gamma. Pour plus de détails, on peut se reporter à Lancaster (1985a, 1990).

La densité de l'ancienneté au chômage se réécrit donc :

$$p(t) = \frac{\left(\frac{\lambda_0}{a} \left(\frac{w_0}{\zeta} \right)^{\beta_2} \right)^{\frac{1}{a}} \exp\left\{-\frac{\lambda_0}{a} \left(\frac{w_0}{\zeta} \right)^{\beta_2} t^a\right\}}{\Gamma\left(1 + \frac{1}{a}\right)}$$

D'où il suit que :

$$E(\ln t) = \frac{1}{a} \left[\Psi\left(\frac{1}{a}\right) - \ln\left(\frac{\lambda_0}{a} \left(\frac{w_0}{\zeta} \right)^{\beta_2} \right) \right]$$

où $\Psi(\cdot)$, la fonction digamma, est la dérivée du logarithme de la fonction Gamma.

Pour que l'espérance du logarithme de l'ancienneté au chômage soit définie, le paramètre a doit être strictement positif, ce qui implique que δ soit inférieur à $1 - \beta_1\beta_2$.

L'espérance du logarithme de l'ancienneté au chômage peut alors se réécrire :

$$E(\ln t) = \frac{1}{a} \left[\Psi\left(\frac{1}{a}\right) + \ln a \right] + \frac{\beta_2}{a} \ln \zeta - \frac{1}{a} \ln(\lambda_0 w_0^{\beta_2})$$

Or $\ln w_r(t) = \beta_1 \ln t + \ln \zeta$. D'où :

$$E(\ln w_r(t)) = \frac{\beta_1}{a} \left[\Psi\left(\frac{1}{a}\right) + \ln a \right] + \left(\frac{1-\delta}{a}\right) \ln \zeta - \frac{\beta_1}{a} \ln(\lambda_0 w_0^{\beta_2})$$

Comme $\zeta = \exp\{Z_1 \mu_1 + \eta\}$ et $\lambda_0 w_0^{\beta_2} = \exp\{Z_2 \mu_2 + \nu\}$, on peut remplacer $\lambda_0 w_0^{\beta_2}$ et ζ par leur expression. La forme réduite du modèle s'obtient alors en ajoutant un terme d'erreur de mesure dans chaque équation. La forme semi-structurelle est obtenue à partir de cette forme réduite d'une part en soustrayant $\ln w_r(t)$ et $\beta_1 \ln t$, et d'autre part, en soustrayant $\ln t$ et $\beta_2 \ln w_r(t)$. On obtient donc un premier système d'équations simultanées reliant l'ancienneté au chômage et le salaire de réserve :

$$\begin{cases} \ln w_r(t) = \beta_1 \ln t + Z_1 \mu_1 + k_1 + \omega_1 \\ \ln t = \beta_2 \ln w_r(t) + Z_2 \frac{\mu_2 (\beta_1 \beta_2 - 1)}{1 - \delta - \beta_1 \beta_2} + Z_1 \frac{\mu_1 \beta_2 \delta}{1 - \delta - \beta_1 \beta_2} + k_2 + \omega_2 \end{cases}$$

où ω_1 et ω_2 sont des fonctions linéaires des termes d'erreurs η et ν .

Relation entre salaire accepté et durée complète de chômage

La densité jointe du salaire accepté w et de la durée complète de chômage τ s'écrit :

$p(w, \tau) = p(w/\tau)g(\tau)$, où $g(\tau) = \theta(\tau) \exp\left\{-\int_0^\tau \theta(u) du\right\}$ est la densité de la durée complète de chômage et

$$p(w/\tau) = \frac{f(w)}{F w_r(\tau)} \quad \text{est la densité des salaires acceptés à } \tau.$$

D'où :

$$p(w, \tau) = \lambda_\tau f(w) \exp\left\{-\int_0^\tau \theta(u) du\right\} = \lambda_0 \tau^{-\delta} \beta_2 w_0^{\beta_2} w^{-\beta_2-1} \exp\left\{-\frac{\lambda_0}{a} \left(\frac{w_0}{\zeta}\right)^{\beta_2} \tau^a\right\} \quad \text{où } a = 1 - \beta_1 \beta_2 - \delta.$$

La fonction génératrice de moments de $\ln w$ et de $\ln \tau$ s'écrit donc :

$$\ln E(w^{s_1} \tau^{s_2}) = \int_0^\infty \int_{w_r(\tau)}^\infty \beta_2 \lambda_0 w_0^{\beta_2} \tau^{s_2-\delta} w^{s_1-\beta_2-1} \exp\left\{-\frac{\lambda_0}{a} \left(\frac{w_0}{\zeta}\right)^{\beta_2} \tau^a\right\} dw d\tau$$

Après calculs (pour plus de détails voir Lancaster (1985a)), on obtient :

$$\begin{aligned} \ln E(w^{s_1} \tau^{s_2}) &= \ln(\lambda_0 w_0^{\beta_2}) + (s_1 - \beta_2) \ln \zeta + \ln\left(\frac{\beta_2}{s_1 - \beta_2}\right) + \ln \Gamma\left(1 + \frac{s_2 + \beta_1 s_1}{a}\right) + \left(\frac{s_2 + \beta_1 s_1}{a}\right) \ln a \\ &- \left(1 + \frac{s_2 + \beta_1 s_1}{a}\right) \ln(\lambda_0 w_0^{\beta_2}) + \beta_2 \left(1 + \frac{s_2 + \beta_1 s_1}{a}\right) \ln \zeta \end{aligned}$$

En dérivant $\ln E(w^{s_1} \tau^{s_2})$ par rapport à s_1 et s_2 en $s_1 = s_2 = 0$, il suit que :

$$E(\ln w(\tau)) = \frac{\beta_1}{a} [\Psi(1) + \ln a] + \frac{1}{\beta_2} + \left(\frac{1-\delta}{a}\right) \ln \zeta - \frac{\beta_1}{a} \ln(\lambda_0 w_0^{\beta_2})$$

$$E(\ln \tau) = \frac{1}{a} [\Psi(1) + \ln a] + \frac{\beta_2}{a} \ln \zeta - \frac{1}{a} \ln(\lambda_0 w_0^{\beta_2})$$

On voit alors que, considérées comme des fonctions de ζ , w_o et λ_o , les espérances du logarithme du salaire accepté et du logarithme du salaire de réserve ne diffèrent que par un terme additif qui ne dépend pas des variables ζ , w_o et λ_o . Il en est de même pour les espérances du logarithme de la durée complète de chômage et du logarithme de l'ancienneté au chômage. Les mêmes calculs que précédemment donnent donc un deuxième système d'équations simultanées reliant la durée complète de chômage et le salaire accepté :

$$\begin{cases} \ln w(\tau) = \beta_1 \ln \tau + Z_1 \mu_1 + c_1 + \varepsilon_1 \\ \ln \tau = \beta_2 \ln w(\tau) + Z_2 \frac{\mu_2 (\beta_1 \beta_2 - 1)}{1 - \delta - \beta_1 \beta_2} + Z_1 \frac{\mu_1 \beta_2 \delta}{1 - \delta - \beta_1 \beta_2} + c_2 + \varepsilon_2 \end{cases}$$

où ε_1 et ε_2 sont des fonctions linéaires des termes d'erreurs η et ν .

L'impact conjugué de trois ans de réforme sur les trappes à inactivité

Cyrille Hagneré et Alain Trannoy*

Le faible caractère incitatif d'une reprise d'emploi à mi-temps pour un allocataire des minima sociaux (revenu minimum d'insertion, allocation de parent isolé, allocation spécifique de solidarité) était unanimement décrié avant l'instauration de la loi dite Aubry. Celle-ci conjuguée à d'autres mesures (prime pour l'emploi, réforme des aides au logement, calcul de la taxe d'habitation, etc.) modifie la situation des personnes concernées. Désormais, le revenu disponible est une fonction croissante de la durée du travail, quel que soit l'horizon temporel adopté.

Une analyse de cas types montre, par exemple, qu'un célibataire rémunéré au Smic, à mi-temps ou à plein temps, conserve presque la totalité de ses gains salariaux à l'horizon d'un an. Il en conserve encore environ la moitié si sa reprise d'emploi se poursuit au-delà de la première année dans le cas d'un plein temps. En revanche, la poursuite d'un mi-temps au-delà d'une deuxième année n'est toujours pas encouragée puisqu'il ne conserve que le cinquième du revenu d'activité obtenu.

La modification des aides au logement, passée assez inaperçue, se révèle l'instrument le plus important de cette revalorisation des incitations financières au retour à l'emploi. L'encouragement au mi-temps à court terme puis au temps plein à long terme, qui était une caractéristique majeure du RMI, fait place à un encouragement toujours plus prononcé pour le plein temps, quel que soit l'horizon. Les différences entre allocataires suivant le régime d'aide sont considérablement atténuées. À court terme, les personnes sans conjoint qui sont le plus incitées à retrouver un emploi sont les femmes avec un enfant de moins de trois ans.

* Cyrille Hagneré fait partie de l'OFCE et du THEMA de l'université de Cergy-Pontoise. Alain Trannoy appartient au THEMA de l'université de Cergy-Pontoise.

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

La croissance et la décrue du chômage qui l'accompagne est-elle suffisante pour espérer une baisse du nombre d'allocataires de minima sociaux ? Un timide mouvement en ce sens est perceptible depuis janvier 1999 (Cornilleau *et al.*, 2000). Cette question renvoie, en partie, à l'intérêt d'une reprise d'activité pour les titulaires des minima sociaux. À cet égard, un constat unissant tous les observateurs à la fin des années 90 : les mécanismes de cumul d'une activité rémunérée et d'un minima social existaient, mais semblaient peu attractifs (voir, par exemple, Padieu (1997), Cserc (1997), Bourguignon et Chiappori (1998), Paillaud et Eyssartier (1998), Laroque et Salanié (1999), Fleurbaey *et al.* (1999)). D'une nature complexe, ils engendraient des taux marginaux effectifs d'imposition très dissuasifs à long terme, avec un profil particulièrement heurté à court terme. La cause semblait suffisamment entendue pour que Bourguignon et Spadaro (2000) et Laroque et Salanié (1999, 2000) retiennent l'hypothèse de taux marginaux effectifs d'imposition de 100 % sur le long terme. La France connaissait alors une situation assez comparable à celle d'autres pays où un minimum social a été introduit (Canada, Royaume-Uni), situation connue sous le nom de « trappe à inactivité ». Celle-ci, qui ne concerne en toute rigueur que le travail déclaré, risque de produire, en se prolongeant, une « trappe à pauvreté ».

Ce constat, relayé par le rapport Join-Lambert (1998), a entraîné une prise de conscience de la part des décideurs publics, qui ont engagé, par une série de petites touches, un toilettage du système d'aide aux travailleurs pauvres, dont l'envergure n'a pas d'équivalent depuis la création du RMI en 1988. Ainsi, après la modification du système d'intéressement incluse dans la loi dite Aubry et qui est entrée en application au 1^{er} décembre 1998, sont intervenues les modifications apportées au régime d'exonération et au calcul proprement dit de la taxe d'habitation introduite par la loi de Finances 2000, l'aide à la reprise d'activité des femmes (ARAF) entrée en vigueur en juillet 2000, l'unification des aides au logement décidée en décembre 2000 et dont l'application s'échelonna sur 2001 et 2002, la prime pour l'emploi votée en janvier 2001, l'annonce faite en avril 2001 par le Premier ministre de porter la possibilité de cumul d'un minimum social à taux plein et d'une activité rémunérée de trois mois à six mois à compter de la fin de

l'année 2001 (1). L'application de ces réformes donne l'occasion de dresser un premier bilan de ces mesures. L'ensemble de ces dispositions (2) est susceptible de modifier l'intérêt financier d'une reprise d'emploi. L'objet de cet article est de tenter d'apporter une première réponse à cette question à travers l'examen de cas types. Les simulations ici effectuées anticipent (3) par rapport à la situation de cette année, puisqu'elles portent sur une configuration 2003, lorsque toutes les mesures annoncées, et en particulier la prime pour l'emploi, seront en régime de croisière. Toutefois, l'objectif de cet article n'est pas d'étudier la prime pour l'emploi (voir par exemple, Cerc (2001)), mais de tenir compte du mécanisme de la prime pour l'emploi, dans la mesure où il contribue à modifier les termes financiers, pour des titulaires de minima sociaux, de la comparaison entre l'inactivité et le temps partiel, et surtout entre l'inactivité et le plein temps.

L'exercice est abordé sous deux angles. D'abord en raisonnant d'une manière statique, à l'horizon d'un an, deux ans, et à long terme, en se demandant quel est l'effet de ces différentes mesures sur l'intérêt financier d'un retour à l'emploi, en termes de revenu disponible, en fonction des heures travaillées (cf. encadré 1). Ce premier exercice est important pour comprendre si les termes du choix du ménage ont changé d'une manière appréciable si une offre d'emploi à temps plein ou à temps partiel se présente. De par la nature

1. Cette extension des possibilités de cumul, annoncée dans la Lettre du Gouvernement du 26 avril 2001, page 8, semblait dans les cartons du Ministère de l'Emploi depuis un certain temps (voir les propos d'Elisabeth Guigou au journal *Le Monde*, 8 janvier 2001, p. 6). Dans la mesure où, pour simplifier les appellations des réformes, nous désignons la réforme de l'intéressement incluse dans la loi de lutte contre l'exclusion, la réforme Aubry, il nous paraît légitime d'attribuer l'allongement de la durée de cumul d'un travail avec les minima sociaux au Ministère de l'Emploi qui endosse cette mesure. Dans la suite, c'est donc de la mesure Guigou qu'il est fait état.

2. La seule grande mesure laissée de côté est la CMU, qui permet aux personnes qui reprennent une activité à temps partiel de continuer à bénéficier d'une assurance complémentaire gratuite. La ligne de conduite dans cet article est de laisser de côté tous les transferts affectés qui consistent au remboursement d'une dépense de l'agent. La réduction des coûts de transport, de télécommunication, de cantine scolaire, etc. ne sont pas pris en compte pour la même raison. Sur un plan conceptuel, les aides au logement, bien sûr, sont des transferts affectés, mais l'importance des sommes en jeu en font virtuellement un complément de revenu. L'ARAF est, quant à elle, un transfert non affecté, dans la mesure où elle est purement forfaitaire.

3. Ces anticipations n'ont rien de divinatoire puisque, même si certaines mesures sont échelonnées dans le temps, leurs modalités de calcul sont d'ores et déjà connues à l'exception de la dernière d'entre elles, l'extension de trois mois à six mois des possibilités de cumul. À ce stade, nous échaufaudons un scénario plausible d'application de la mesure Guigou.

complexe des différents mécanismes en cause, et encore plus de par leur imbrication, les allocataires ne sont sûrement pas tous à même de réaliser cette anticipation.

Le profil mensuel de revenu disponible en cas de reprise d'activité est à cet égard plus concret, car il cerne mieux le vécu du ménage et ses difficultés au quotidien. L'investigation porte donc, dans un deuxième temps, sur l'impact des différentes mesures sur la chronique des revenus mensuels à un horizon de trois ans.

Dans les deux exercices proposés, il est supposé que les différents transferts peuvent être sommés, ce qui traduit le fait que l'allocataire est insensible aux différences d'esprit des différents mécanismes. Par exemple, il n'importe pas qu'une augmentation du revenu disponible ait pour origine une modification du régime du RMI ou celle d'une aide au logement. C'est une hypothèse tellement naturelle

qu'elle n'est plus guère mentionnée, mais s'agissant des aides au logement, qui sont des transferts affectés, cette hypothèse mérite d'être soulignée.

Les réformes engagées

Toute personne de plus de 25 ans (4), qui n'est pas étudiante, peut prétendre au RMI si ses ressources ne dépassent pas son montant de base (398 euros par mois en janvier 2001). Il est majoré selon la taille de la famille et est amputé d'un *forfait logement* (48 euros pour un célibataire), lorsque le ménage a un domicile fixe (soit 92 % des Rmistes).

4. Cette condition d'âge est levée s'il existe au moins un enfant à charge dans le ménage.

Encadré 1

PERTINENCE DES CAS TYPES SUR DOMAINE BUDGÉTAIRE

Les limites d'une analyse sous forme de cas types sont bien connues. Les cas types sont choisis pour être vraisemblables, mais seule la connaissance de la distribution des types des agents peut permettre d'apprécier l'importance concrète de tel ou tel phénomène, comme par exemple le niveau élevé des taux marginaux (cf. Laroque-Salanie (1999) pour une application sur l'enquête *Emploi*). Cette approche « distributive » peut valablement être conduite pour apprécier une législation stable depuis un nombre suffisant d'années ; on peut alors admettre l'hypothèse selon laquelle les agents ont eu le temps nécessaire pour adapter leurs comportements. Les données traduisent bien alors des comportements d'équilibre. En revanche, lorsqu'il s'agit d'apprécier l'impact d'une réforme, les choses en vont différemment. Le type des agents, ici leur degré d'activité, apprécié par exemple par le nombre d'heures annuelles de travail, est endogène au domaine des possibles. Appliquer la distribution des taux d'emploi du passé serait erroné. Comme le plein effet de l'ensemble des dispositifs ne concerne que l'année 2003 (par exemple, dans le cas du triplement de la prime pour l'emploi), la modification des comportements induite par la modification de l'ensemble de budget est encore inconnue et il manque donc des informations pour pratiquer une analyse du type de celle entreprise par Laroque et Salanie (1999). Faire une prévision sur l'évolution des comportements sur la base d'un modèle économétrique est possible mais dépasse l'ambition de cet article.

Ensembles d'opportunités et domaine budgétaire

Mais, d'une manière plus générale, la méthode des cas types conserve son intérêt sur un plan strictement normatif. C'est celle d'une appréciation au nom de critères de justice établi en termes « d'ensemble d'opportunités ».

Un ensemble d'opportunités décrit l'ensemble de choix qui est offert à un individu ou à un ménage concernant des décisions économiques, comme le choix d'une activité professionnelle, le choix d'une durée de travail, le choix d'une date départ à la retraite, etc. Cet ensemble décrit les contraintes qui proviennent des marchés (taux de salaire, taux d'intérêt, etc.), de la législation (transferts, taxes, réglementation) et des choix passés (par exemple en matière d'éducation ou de parcours professionnel). Un exemple d'ensemble d'opportunités est constitué par le domaine budgétaire d'un individu. Celui-ci est ici défini comme l'ensemble des combinaisons de revenu disponible annuel et de durée annuelle de travail que l'individu peut atteindre au cours d'une des années suivant une reprise d'emploi. Il est bien évidemment nécessaire de faire une hypothèse sur la rémunération horaire de l'individu pour pouvoir représenter ce domaine budgétaire. Imaginons une situation hypothétique, où les taux marginaux effectifs sont diminués exclusivement aux environs du mi-temps et où cependant aucune personne ne choisisse de travailler à mi-temps *ex ante* et *ex post*. Par hypothèse, la fonction de répartition des taux marginaux après réforme serait alors identique à celle avant réforme. On pourrait alors être tenté de conclure que les deux situations sont identiques. En réalité, cette stabilité résulte à la fois d'un changement des ensembles d'opportunités qui s'impose aux agents et d'une réaction de comportement. Conclure à une invariance n'est légitime que si le critère d'appréciation est purement « conséquentialiste » et si l'on ne cherche pas à savoir quelle est la part prise par les agents au changement en question. Dans une appréciation en termes d'ensemble d'opportunités, le changement des domaines budgétaires conserve tout son intérêt.

L'extension et l'homogénéisation des possibilités de cumul des minima sociaux et d'une activité rémunérée

Les conditions de cumul de cette allocation de base et d'une activité rémunérée étaient très restrictives, le taux de prélèvement effectif sur les revenus du travail était de 100 % sur les revenus du travail hormis deux cas : la reprise d'activité sous un plafond de 750 heures de travail, où le taux de prélèvement n'atteignait que 50 %, et le cumul avec un contrat emploi-solidarité (CES) pour lequel ce taux s'élevait à 73 %. Le caractère trimestriel de la révision des ressources permettait, en réalité, un cumul à taux plein jusqu'à la première révision suivant la reprise d'activité. Le taux de prélèvement était donc nul pendant au maximum les trois premiers mois d'une reprise d'activité.

L'allocation de parent isolé (API) concerne, quant à elle, les familles monoparentales et les femmes seules attendant un enfant. Elle est attribuée pour une durée d'un an, mais la durée de versement peut être prolongée si l'un des enfants a moins de trois ans. Dans le cas d'un célibataire avec un enfant, le montant de base de l'API était de 670 euros en janvier 2001, forfait logement déduit. Concernant la possibilité de cumul de l'API et d'une activité rémunérée, aucun intéressement n'était possible avant la loi Aubry, mise à part la possibilité de cumul plein lors des premiers mois d'activité évoquée plus haut.

L'allocation spécifique de solidarité (ASS), gérée par les Assedic, est versée aux chômeurs de longue durée ayant épuisé leurs droits à l'allocation unique dégressive (AUD) et pouvant justifier de cinq ans d'activité salariée. L'allocation de base au taux normal est d'un montant très comparable au RMI (393 euros en janvier 2001). De même, le bénéficiaire de l'ASS pouvait, comme le Rmiste avant la loi Aubry, cumuler en partie ses revenus d'activité avec l'allocation dans la limite de 750 heures de travail.

Depuis la loi Aubry (5), les possibilités de cumul des minima sociaux avec une activité à temps partiel s'en trouvent facilitées par rapport au système précédent. La formule d'un taux de prélèvement variable suivant la durée de reprise d'emploi, hors CES, est retenue. Sans entrer dans les détails, on peut résumer le système d'intéressement par trois taux de prélèvement sur les revenus d'activité : un taux de prélèvement nul dans les trois premiers mois

d'une reprise d'activité, un taux de 50 % pour les douze mois suivants, un taux de 100 % au-delà. La loi prévoit également de conserver l'ancien système d'intéressement lorsque le seuil des 750 heures de travail n'est pas atteint au terme des 15 mois de cumul. La logique de ce type de mécanisme est donc d'inciter à la reprise d'emploi et, une fois que la personne passe le cap de la période d'essai de trois mois, de lui retirer progressivement le support de l'État.

En ce qui concerne l'API, la réforme a tout simplement aligné le régime d'intéressement sur celui du RMI.

Pour l'ASS, le mécanisme mis en place s'inspire de celui du RMI, sans être identique. Afin d'homogénéiser le mécanisme d'intéressement des différents minima sociaux, le législateur a prévu un cumul total les trois premiers mois d'activité pour une tranche de revenu inférieure à la moitié du Smic mensuel (6). La période de cumul à taux réduit est, quant à elle, limitée à neuf mois. Par ailleurs, le taux de prélèvement a diminué de 50 % à 40 %. On pourrait s'étonner de la différence de taux entre l'ASS d'une part et le RMI et l'API d'autre part, mais le premier s'applique sur des revenus bruts, alors que les seconds s'appliquent sur des revenus nets. Les deux types d'intéressement sont alors proches, si l'on retient un taux de cotisations sociales de l'ordre de 17 %.

Les simulations effectuées tiennent également compte de l'allongement de trois mois à six mois de la période de cumul à taux plein d'un minimum social et d'une activité rémunérée à valoir dès la fin 2001. Il est à noter que la période totale de cumul ne change pas et reste de quinze mois au maximum. Toutefois, une incertitude demeure quant aux modalités d'application de cette mesure.

Le scénario envisagé tient compte du fait que l'étude cible une population de smicards. L'extension de la possibilité de cumul est réalisée dans la limite d'un Smic, pour ce qui concerne le RMI et l'API. Il est en effet peu probable que l'on subventionne les heures supplémentaires. Dans le cas de l'ASS, on prolonge le système existant, à savoir un plafond d'un demi-Smic.

5. Loi de lutte contre l'exclusion sociale du 29 juillet 1998.

6. Rappelons qu'il n'existe aucune limite dans le cas du RMI ou de l'API.

Deux nouvelles mesures : l'aide à la reprise d'activité des femmes...

Entrée en vigueur le 15 juillet 2000, l'aide à la reprise d'activité des femmes (ARAF) est limitée et ponctuelle. Cette mesure concerne uniquement les femmes (7) qui perçoivent l'un des minima sociaux et qui sont mères (pas forcément célibataires) d'un enfant de moins de six ans. Pour compenser les frais de garde d'une manière complètement forfaitaire, une aide d'un montant de 305 à 457 euros est versée sur présentation d'un contrat de travail portant sur une durée d'au moins deux mois. Cette aide est versée au prorata sur une base de 35 heures. La mesure budgétée pour 15,25 millions d'euros est en montée en charge et a concerné 7 000 femmes au printemps 2001.

À la différence de la loi Aubry, les autres mesures prises en compte ne concernent pas seulement les allocataires de minima sociaux.

... et la prime pour l'emploi

Sans étudier en détail la prime pour l'emploi (pour ce faire voir, par exemple, Cerc (2001)), il faut tenir compte de ses conséquences pour les allocataires de minima sociaux. La prime pour l'emploi (PPE) est perçue pour une plage d'activité comprise entre 0,3 et 1,4 de la valeur d'un Smic temps plein pour un célibataire. Elle n'introduit donc aucun bonus à la reprise d'activité à temps très partiel et n'entraîne une augmentation du revenu disponible que si l'individu travaille plus que 51 heures par mois (s'il est rémunéré au Smic). La prime est croissante jusqu'au Smic puis décroissante ensuite. Les simulations portent sur le barème de 2003, correspondant au régime de croisière (8) de ce dispositif, qui montera en puissance sur une période de trois ans et qui représentera un triplement des montants alloués en 2001.

La réforme des allocations logement : éviter les effets de seuil

Les prestations d'aide au logement comprennent trois dispositifs : les deux allocations logement, l'allocation logement familiale (ALF) et l'allocation logement social (ALS), et l'aide personnalisée au logement (APL). Ces dispositifs remplissaient la même fonction : rembourser aux ménages locataires ou aux accédants à la propriété une fraction de leurs dépenses de logement, d'autant plus

importante que leurs ressources sont faibles. L'APL concerne, en particulier, les ménages habitant une HLM, tandis que les AL s'appliquent à ceux qui habitent dans le secteur privé. Depuis le décret du 28 décembre 2000, les formules de calcul pour les locataires ont été unifiées (en s'inspirant du mode de calcul de l'APL) et les effets de seuil, en sortie de RMI, ont été repoussés dans le temps. Auparavant, les revenus d'activité n'étaient pas pris en compte dans le calcul des ressources pour les aides au logement lorsque l'individu était Rmiste. Lorsque l'individu perdait son droit au RMI, ses revenus d'activité étaient réintégrés dans le calcul des ressources et il s'en suivait une brutale diminution du revenu disponible, témoignage d'une perte d'un des nombreux « droits sociaux complémentaires » associés au statut de Rmiste. Depuis cette année, qui constitue une année de transition avant une application complète de cette réforme en 2002, cette disposition a été supprimée. La nouvelle législation intègre explicitement le montant du RMI dans le calcul des aides au logement. L'aide est maintenue à un niveau constant jusqu'à un seuil de revenu d'activité correspondant au montant du RMI de base puis elle décroît régulièrement en évitant tout effet de seuil. La législation, mise en application l'année prochaine, a été intégrée aux simulations.

La réforme du calcul et du régime d'exonération de la taxe d'habitation

Jusqu'en 2000 inclus, les titulaires du RMI bénéficiaient d'une exonération de la taxe d'habitation (TH) à partir du moment où ils pouvaient justifier du statut de Rmiste pour tout ou partie de la période s'écoulant entre le 1^{er} janvier de l'année fiscale de référence et la date de paiement de l'impôt. À partir de cette année, cette exemption est prolongée, puisqu'il suffit de prouver sa qualité de Rmiste pour une période s'écoulant entre le 1^{er} janvier de l'année précédant l'année fiscale de

7. Les hommes monoparentaux ne sont pas concernés par cette mesure ... Ce n'est évidemment pas le coût d'une extension à cette catégorie de population qui peut être invoquée pour la refuser. Par exemple, les hommes ne représentent que 1,5 % de la population des Apistes (Algava et Avenel, 2001)

8. Le doublement de la prime pour l'emploi est inscrit au budget 2002 et donc présente un caractère irréversible. Les échéances électorales et l'incertitude économique peuvent remettre en cause le triplement de la PPE en 2003. Cela ne doit pas, selon nous, remettre en cause l'intérêt de simulations intégrant ce dispositif du triplement, car en rendant plus lisible l'état final auquel nous conduit le processus actuel, ces simulations permettent d'éclairer le débat économique et politique.

référence et la date de paiement de l'impôt. Cette disposition d'exemption ne s'étend pas aux allocataires de l'API et de l'ASS. En revanche, le mécanisme de prise en compte des ressources dans le calcul de cet impôt a été revu et cette disposition est de nature à baisser le montant des impôts des ménages pauvres. Il est tenu compte également de la prise en charge par l'État de la part régionale de la taxe d'habitation (1/16^e du total) qui concerne tous les ménages.

Modification de la décote et du barème de l'impôt sur le revenu

Enfin, dans le calcul de l'impôt sur le revenu (IR), il a été tenu compte de la modification de la décote intervenue avec la loi de Finances 2001. Auparavant, la décote avait pour effet de doubler le taux marginal de l'IR en entrée de barème. Maintenant, elle ne le multiplie que par 1,5. Les taux marginaux ont également fait l'objet d'un ajustement à la baisse.

L'élimination des trappes à inactivité de court terme

Le cas d'un célibataire Rmiste

On peut comparer le domaine budgétaire pour un célibataire (9) rémunéré au Smic avant et après application de l'ensemble des mesures décrites précédemment (cf. graphique I et encadré 2). La situation avant correspond à la législation de 1998 et la situation après à la législation de 2003 telle qu'elle est prévue en 2001. La variable dépendante est le revenu disponible annuel, tandis que la variable de choix est le nombre d'heures annuel de travail. S'agissant d'un individu en particulier, cette amplitude des choix de travail peut apparaître comme une fiction. Mais lorsque l'on veut analyser la distribution de la population des Rmistes relativement aux nombres d'heures de travail, force est de constater que le support de cette distribution occupe le champ entier des possibles. Que l'on exploite les enquêtes *Emploi* ou l'enquête *RMI*, la durée des périodes d'activité de cette population reste très hétérogène (Afsa, 2000) (10). Par exemple, parmi les 40 % de Rmistes ayant retrouvé une activité professionnelle pendant une année, 26 % ont travaillé au maximum deux mois, tandis que pour 44 %

d'entre eux la durée d'activité n'a pas dépassé six mois. Deux traits distinguent la relation des Rmistes au marché du travail avant réforme : une grande hétérogénéité et l'importance des durées d'activité réduites. Cette dernière peut être endogène aux possibilités de cumul, comme elle peut refléter une situation de rationnement (11). Aussi est-il intéressant d'établir d'abord un constat sur les grandes caractéristiques de la situation prévalant en 1998, en particulier concernant l'alternative reprise d'un travail à mi-temps ou à plein temps. L'ancien système présentait quatre spécificités.

Les spécificités de l'ancien système

1) *Le revenu disponible n'était pas une fonction continûment croissante de la durée du travail.*

Quel que soit l'horizon retenu, des indentations cassent la monotonie de la représentation graphique. Elles sont causées par la perte du RMI ou la perte du statut de Rmiste avec des répercussions sur la perception de l'AL ou le paiement de la TH. Pour des durées du travail bien précises, accepter une heure de rémunération en plus provoque une baisse de revenu disponible de plusieurs centaines d'euros.

2) *Un encouragement temporaire à la reprise du travail.*

Si l'on superpose les domaines budgétaires, celui de la deuxième année est strictement inclus dans celui de la première et celui à long terme dans celui de la deuxième année ; encore que ce dernier phénomène ne se produise que pour des durées de travail annuelles faibles, en deçà du mi-temps. Cet intéressement temporaire ne dépasse donc guère l'horizon de la deuxième année.

3) *Au-delà de la première année, des taux de rétention franchement dissuasifs.*

Selon les hypothèses choisies, le salaire net annuel d'un Smicard à temps plein représente, en arrondissant, 10 800 euros. La première année de reprise, il en conserve 5 600, la deuxième et, au-delà, 3 400, soit un taux de rétention moyen de 31 % pour cette dernière

9. Les célibataires sans enfant représentent 50,5 % des allocataires en intéressement (Cnaf, 2000).

10. Graphiques I et II, p. 103.

11. 76 % des Rmistes ayant un emploi déclarent désirer travailler davantage (Afsa, 1999b, p. 38).

LA CONSTRUCTION DES CAS TYPES ET LES HYPOTHÈSES

Les prestations et transferts pris en compte sont les allocations familiales (AF), le complément familial (CF), l'allocation pour jeune enfant (APJE), l'allocation de rentrée scolaire (ARS), les aides au logement (AL), l'impôt sur le revenu (IR) et la taxe d'habitation (TH). L'effet d'une variation du revenu primaire n'est pas immédiat sur le montant des transferts. Un décalage est généralement introduit dans tous les dispositifs. Le plus connu concerne l'impôt sur le revenu qui est assis sur le revenu imposable de l'année précédente. Le plus grand décalage revient aux aides au logement révisées une fois par an au 1^{er} juillet. L'allocation versée du 1^{er} juillet de l'année en cours au 1^{er} juillet de l'année suivante est calculée sur la base des revenus de l'année civile précédente, sauf dans le cas d'une perte d'emploi où une disposition spéciale permet une révision de l'allocation. Par conséquent, il y a un décalage de dix-huit mois, en moyenne, entre les ressources perçues et l'allocation correspondante (Cserc, 1997). Deux procédés de construction de l'ensemble de budget annuel peuvent être envisagés dans un cadre purement statique, qui écrase des informations de nature dynamique.

La construction des ensembles de budget : une approche directe et une approche « causale »

Le premier procédé favorise la cohérence temporelle de la construction de l'ensemble de budget : le montant des transferts est celui de l'année de perception du revenu primaire. Si l'on se borne au calcul des prestations pendant l'année qui suit la reprise d'emploi censée survenir au 1^{er} janvier, on obtient un ensemble de budget direct (cf. encadré 1).

Le second favorise la cohérence causale de la construction de l'ensemble de budget : le montant des transferts considéré est celui perçu par l'assuré, lorsque le montant du revenu primaire de cette année est pris en considération dans le calcul du transfert. Le terme d'ensemble de budget « causal » a été adopté par Fleurbaey *et al.* (1999).

La première interprétation a été privilégiée pour le calcul des prestations et la seconde pour le calcul des impôts (impôt sur le revenu et taxe d'habitation), suivant là l'exemple du traitement de l'impôt sur le revenu par les économistes du travail, où le décalage d'un an est systématiquement gommé. Ne pas retenir l'hypothèse de causalité pour les impôts reviendrait purement et simplement à les négliger la première année, puisque l'on travaille sur un horizon annuel. Les ensembles de budget sont donc directs du côté des prestations et causals (1) du côté des impôts. C'est en fait l'ensemble de budget qui prévaudrait, si l'impôt sur le revenu et la taxe d'habitation étaient perçus à la source.

Bien sûr, ce procédé de construction ne vaut que pour la construction des ensembles de budget. Ceux-ci sont de trois types. Les premiers agrègent les données sur

la première année suivant une reprise d'activité, les deuxièmes agrègent les données sur la deuxième année suivant une reprise d'activité, tandis que les derniers se placent à long terme, la n^{ième} année suivant une reprise d'activité. Ils agrègent les données pour une année limite, lorsque toutes les dispositions transitoires ont disparu. En pratique, cette n^{ième} année est la quatrième en sachant que la différence entre le domaine budgétaire de la troisième et quatrième année est souvent minime.

Lorsque l'on aborde les chroniques de revenu, le paiement de l'impôt sur les revenus de l'année t est bien imputé sur les revenus disponibles de l'année $t+1$. On retient d'ailleurs l'hypothèse que l'allocataire est mensualisé (sur 12 mois). Le paiement de la taxe d'habitation intervient en octobre. On a également opté pour une mensualisation de la prime pour l'emploi, anticipant là, sans doute, une facilité qui sera offerte aux bénéficiaires.

La distribution du temps de travail dans l'année influe aussi sur le revenu disponible. Le scénario privilégié ici dans un souci de simplicité est celui où la durée du travail choisie par l'individu est équirépartie sur la période considérée, à savoir un an, deux ans, et n années. En d'autres termes, la prestation de travail est constante par unité de temps : l'individu travaille le même nombre d'heures chaque mois. La sensibilité des résultats à ce choix en matière d'intensité est effectuée par la suite (cf. texte).

Le célibataire : cas type de référence

La considération de différents cas types ne peut éviter un certain arbitraire, mais celui du célibataire (2) s'impose comme référence dans la mesure où 58,3 % des bénéficiaires du RMI sont célibataires (Cnaf, 2000) (3). Le cas type de la famille monoparentale avec un enfant à charge (de moins de 14 ans) constitue la deuxième catégorie en importance (12,1 %). Les autres catégories de taille familiale sont plus marginales, puisque la troisième en importance (famille monoparentale avec deux enfants) ne représente que 6,2 % des allocataires. Pour les allocataires de l'API, on a retenu le cas de la famille monoparentale avec un enfant, catégorie la plus nombreuse d'Apistes (35 % selon Afsa (1999a) p. 21), et pour les bénéficiaires de l'ASS le cas du célibataire (4).



1. Pour une approche purement causale, on se reportera à Fleurbaey *et al.* (1999).

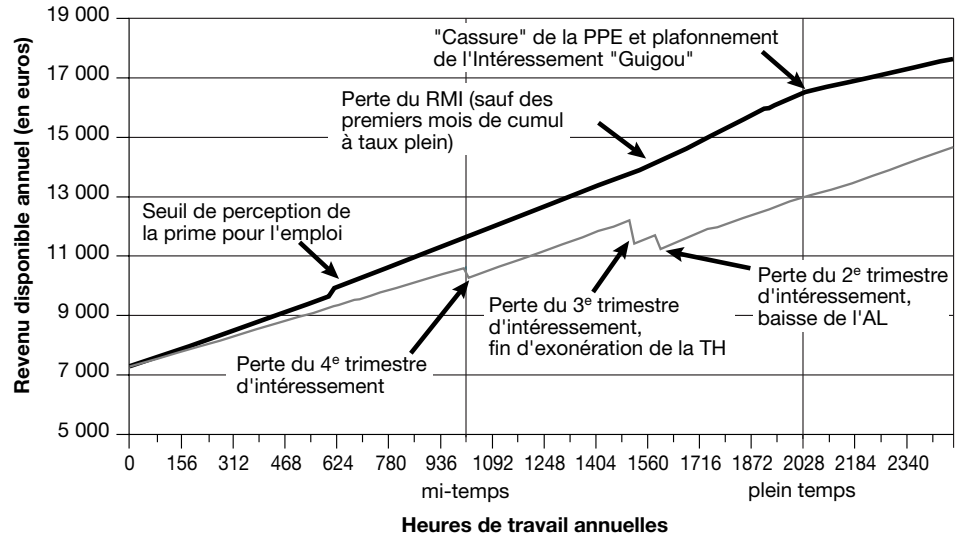
2. Célibataire au sens de la Cnaf. Un tiers des célibataires seraient en réalité hébergés par des proches (Afsa, 1999b, p. 17).

3. Tableau 5, p. 15.

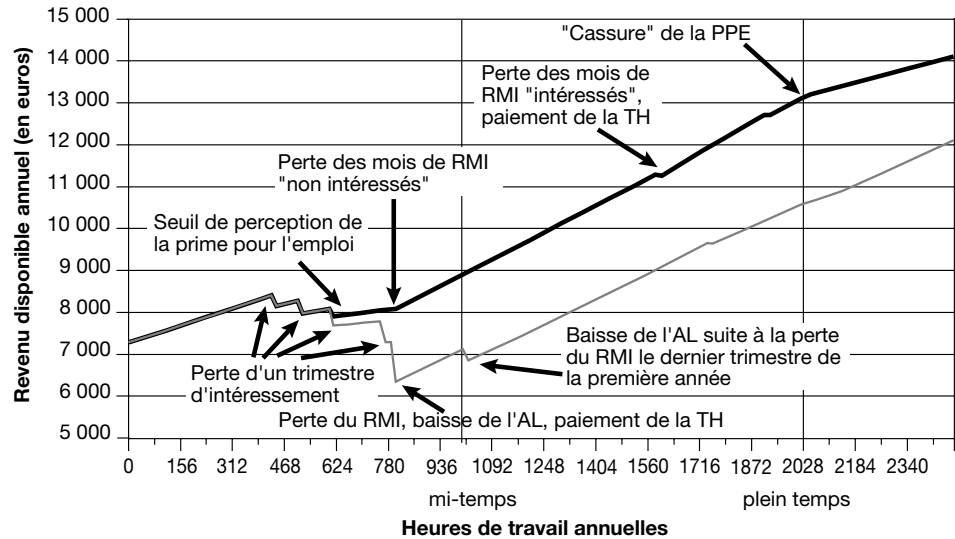
4. Le cas du célibataire ne constitue sans doute pas le cas le plus fréquent de l'allocataire de l'ASS. Néanmoins, cela permet une comparaison sur un cas type emblématique de ce système d'aide avec le RMI.

Graphique I
Domaines Budgétaires avant et après réformes, suite à une reprise d'activité

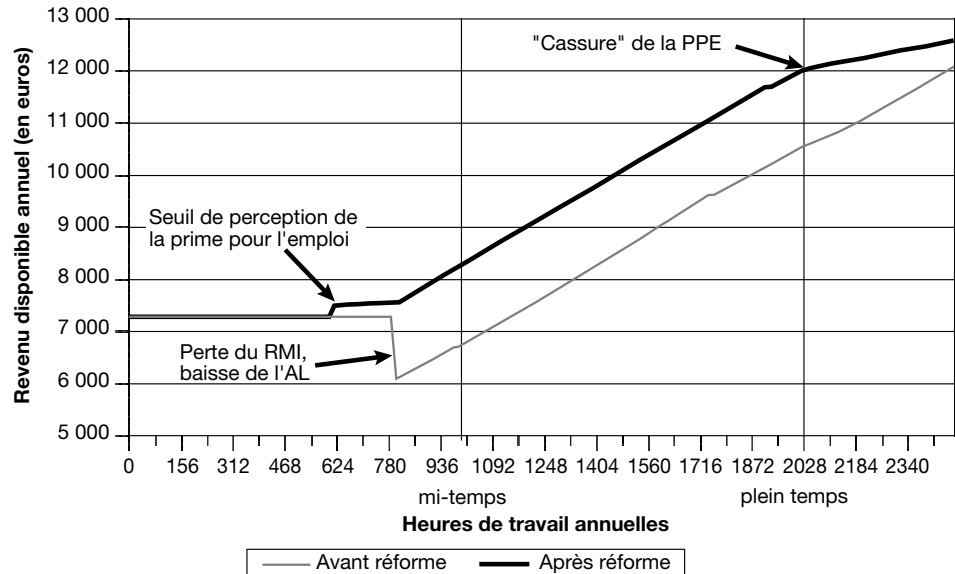
A - Première année



B - Deuxième année



C - Long terme



Encadré 2 (suite)

Hypothèses complémentaires

On a fait, en outre, l'hypothèse que la révision trimestrielle du RMI ou de l'API a lieu au terme des trimestres civils, ce qui signifie que l'individu est devenu Rmiste le dernier jour d'un des mois qui clôture un trimestre.

Comme l'objet de l'article est de s'intéresser aux trappes à inactivité, on a imaginé la situation d'un allocataire sans travail (5) s'interrogeant sur l'intérêt pécuniaire d'une reprise d'activité. Celle-ci a lieu le 1^{er} janvier. Cette hypothèse est la plus favorable possible pour l'allocataire, qui bénéficie alors d'une possibilité de cumul à taux plein de trois mois avant réforme et de six mois après (6). Les domaines budgétaires étudiés constituent donc, avant comme après, une borne supérieure des domaines budgétaires possibles. Ceci n'a pas d'incidence dans la comparaison des domaines budgétaires calculés sur la première année et dans le long terme : le différentiel reste le même. En revanche, le différentiel apprécié sur la seconde année peut en être affecté.

Le statut de Rmiste n'est pas non plus conditionné au versement d'une allocation RMI. Par exemple, une personne qui reprend une activité pour une rémunération dépassant le plafond de ressources, continue à garder le statut de Rmiste pendant une période de droit, définit au préalable par l'instance présidée par le Préfet et chargée de définir les droits des allocataires. On a donc dû faire une hypothèse concernant cette période, qui est déterminante pour la prolongation des droits sociaux annexes (TH et AL). On a supposé que l'allocataire conserve, pour une période de quatre mois, son statut de Rmiste, après la révision trimestrielle qui a constaté que ses ressources dépassent le plafond. Cette période semble dans la moyenne de ce qui se pratique habituellement. Afsa (1999b) (7) évoque un décalage habituel d'un mois entre le *droit* et le *paiement*. Il n'en a pas été tenu compte.

On considère toujours le cas d'un ménage qui a un hébergement (92 % des cas). En conséquence, on a déduit le forfait logement. Le ménage est supposé résider en région parisienne. De plus, l'allocataire est censé percevoir une aide au logement (52,6 % (8)). S'agissant de son calcul, on considère, toujours avant réforme, qu'il s'agit de l'allocation logement (9) (sociale ou familiale), en supposant un loyer de 305 euros pour le célibataire. Pour les autres types de ménages, on a supposé que le montant de la valeur locative croissait en fonction de la taille du logement selon une fonction puissance en prenant une élasticité de la dépense de logement à la taille familiale de 0,4 (Hourriez et Olier, 1997) (10)). Ainsi, on suppose que la valeur locative d'un logement d'un foyer monoparental avec un enfant âgé de moins de 14 ans est de 1,19 fois supérieure à celle d'un célibataire.

Par ailleurs, on entend par nombre d'heures de travail le nombre d'heures rémunérées (travail effectif augmenté des congés payés). Le plein temps s'établit alors avant réduction du temps de travail à 169 heures par mois, soit 2 028 heures par an.

Enfin, on considère le cas d'un travailleur rémunéré au Smic (11) net, soit 5,3 euros de l'heure ou 897 euros par mois.

Pour l'ASS, on a besoin de supposer que le célibataire a moins de 45 ans (12), pour l'API que la femme a moins de 25 ans et que le seul enfant à charge est né le 1^{er} octobre de l'année précédant le retour à l'emploi. Dans l'étude de la chronique de revenu, qui s'étale sur 36 mois, cette hypothèse permet de maintenir l'allocataire dans ce régime pendant 33 mois (13). Pour le cas type du Rmiste avec un enfant, on suppose qu'il a entre trois et six ans et que le Rmiste est une femme. Elle remplit les conditions pour toucher l'ARAF (14), ce qui rend directement comparable la situation de l'Apiste et du Rmiste avec un enfant.

Le mécanisme de calcul de la taxe d'habitation est relativement complexe, car il mêle des considérations de statut (tout Rmiste est en effet exonéré de la TH contrairement à ses homologues allocataires de l'ASS et de l'API) et des considérations de ressources sous la forme de seuils de revenu imposable. Le scénario retenu est celui d'une valeur locative de 1 829 euros pour un célibataire et d'un taux de taxe de 16 %. Le même calcul que celui présenté pour la valeur du loyer s'applique pour déduire les montants des valeurs locatives pour les autres cas types. On suppose, en outre, un abattement à la base choisi par les collectivités locales de 10 %. Au total, le montant de TH au taux plein est de 263 euros pour un célibataire. Par ailleurs, on a choisi des taux intermédiaires pour les taux d'abattement à la base appliqués à chaque personne à charge, soit 15 % pour une personne à charge.

Enfin, les barèmes utilisés sont ceux en vigueur au premier semestre 2001, tandis que les formules de calcul pour la situation « avant Aubry » restent basées sur le système législatif et réglementaire de 1998.

5. Choisir un autre point de départ, comme le mi-temps, est intéressant dans une autre perspective.

6. Par exemple, s'il reprend un travail le 1^{er} mars, il ne bénéficiera que d'un mois (resp. quatre mois) de cumul à taux plein avant (resp. après) réforme.

7. Cf. p. 3.

8. Cf. Afsa (1999b) p. 61.

9. La proportion de Rmistes louant un logement dans un parc privé est égale à celle louant un logement HLM (25 %, cf. Lhommeau (1999)). S'agissant de célibataires, il ne sont jamais prioritaires pour un logement HLM et donc l'accès à un logement passe d'abord par le parc privé. D'où le choix de l'AL.

10. Tableau 1, p. 69 et 70. La taille du ménage est égale au nombre d'adultes et d'enfants de plus de 14 ans augmenté du nombre d'enfants de moins de 14 ans multiplié par le coefficient 0,55.

11. Justifié par le fait que 53 % des Rmistes sont sans diplôme ou possèdent le CEP (Afsa, 1999b, p. 14).

12. Le montant de l'ASS est majoré au-delà de 55 ans, la limite de 12 mois pour l'intéressement ne concerne pas les personnes de plus de 50 ans, et on fait vieillir les allocataires.

13. Les trois mois restants, la personne peut percevoir le RMI.

14. Supposée versée en une fois au moment de la signature du contrat de travail, c'est-à-dire le 1^{er} janvier.

configuration. S'il reprend un travail à mi-temps, il perd de l'argent dès la deuxième année, ne pas travailler lui aurait augmenté son revenu disponible de l'ordre de 500 euros.

4) *L'inversion des priorités : soutien au mi-temps à court terme, soutien au plein temps à long terme.*

C'est sans doute la caractéristique majeure de ce système d'encouragement à la reprise d'emploi, qui a sa logique économique. En effet, à l'horizon d'un an, le taux de rétention moyen est plus élevé pour le mi-temps que pour le plein temps (62,5 % contre 53 %). En revanche, un écart important en faveur du plein temps caractérise les deux autres horizons temporels (- 3 % au lieu de 31 %).

Une telle disparité dans les taux de rétention peut avoir des répercussions importantes dans le choix des agents. Par exemple, il existe des préférences dans le plan consommation-loisir de la théorie de l'offre de travail standard, telles qu'un individu, doté de ces préférences, mais myope (il raisonnerait avec l'ensemble de budget de la première année) choisirait le mi-temps, alors que, toujours avec ces mêmes préférences, un individu hypermétrope (il raisonnerait avec l'ensemble de budget à long terme) choisirait le temps plein.

La norme sociale du travail à temps plein

La lecture économique d'un tel parti-pris est la suivante : il est difficile pour un Rmiste de retrouver d'emblée un travail à temps plein, la marche est en quelque sorte trop haute, et il faut donc plutôt encourager, dans un premier temps, les Rmistés à retrouver un travail de ce type (cf. graphique I).

Selon Lhommeau et Rioux (2000), seul un quart des Rmistés occupent un emploi à temps plein au moment de la sortie du RMI. Il est cependant difficile de surinterpréter ce résultat, dans la mesure où le choix des Rmistés (s'il y a choix) reflète peut-être autant leur faible employabilité à temps plein que la différence des taux de rétention qui privilégie le mi-temps. Le renversement de cette différence en faveur de ce fois-ci du plein temps à long terme peut, elle, être interprétée comme traduisant la prégnance d'une norme sociale en faveur du plein temps (12). D'ailleurs, un an et demi après la sortie du RMI, la proportion de Rmistés ayant retrouvé un travail à temps plein n'atteint que 35 % (parmi les Rmistés ayant retrouvé un

emploi), ce qui indique, *a contrario*, que 65 % d'entre eux occupent un travail à temps partiel. Ce chiffre est instructif à un double titre. Puisqu'à long terme, il est plus intéressant sur un plan pécuniaire de conserver un emploi à temps plein qu'un emploi à temps partiel, et que les taux d'imposition sur le temps partiel sont confiscatoires, l'interprétation d'une telle situation aux yeux de l'école des choix rationnels (13) suggère que :

- les efforts de recherche d'un travail à temps complet se sont révélés infructueux ;
- et, parallèlement, qu'une valeur d'option ou une valeur de statut est associée au travail à temps partiel.

Ces quelques indications semblent attester que la revendication d'une norme sociale de travail à temps plein n'épuise pas le débat de la neutralité de la formule d'aide en fonction du type d'emploi recherché.

Les conséquences des nouvelles mesures

C'est par rapport aux quatre caractéristiques majeures du système prévalant en 1998 que l'on peut commenter les modifications introduites par les différentes mesures prises globalement.

Tout d'abord, l'effort effectué par la collectivité nationale est significatif. L'ensemble de ces mesures se traduira, à plein régime, par un gain de 3 500 euros de revenu disponible annuel, la première année de reprise d'emploi, si la personne reprend un travail à temps plein. Le gain est encore de 2 400 euros la deuxième année pour se stabiliser à 1 500 euros en régime permanent. Pour une reprise à mi-temps, ces chiffres sont respectivement de 1 400 euros, 2 100 euros et 1 500 euros.

1) *Le revenu disponible est maintenant une fonction croissante de la durée du travail.*

Le domaine budgétaire a été lissé. Il reste bien quelques indentations sur le graphique correspondant à la deuxième année, en particulier pour des durées d'activité en deçà du mi-temps, où l'ancien système d'intéressement s'applique (14).

12. Cf. le rapport Pisani-Ferry (2000) pour une discussion approfondie des enjeux, pp. 136-137.

13. Cela suppose en particulier que les agents aient la pleine connaissance des incitations financières dont il est fait état ici.

14. Les discontinuités s'expliquent par le caractère trimestriel de l'appréciation du nombre d'heures de travail, relativement au seuil des 750 heures.

2) Le choix de ne pas encourager le temps très partiel est confirmé.

Une constante de la comparaison effectuée à partir des trois graphiques est que la situation de l'allocataire ne s'améliore pas s'il reprend un travail à temps très partiel (en deçà du tiers-temps). En particulier, la situation à long terme n'a pas évolué. L'horizontalité du domaine budgétaire sur une plage de durée de travail très limitée indique que le système fonctionne globalement comme une allocation différentielle, tout franc gagné sur le marché du travail est perdu.

3) Un effort moins marqué à long terme.

S'il est manifeste que l'effort a porté sur toutes les dimensions temporelles de la comparaison (court terme, moyen terme et long terme), les gains sont plus soutenus à l'horizon de la première année, voire de la deuxième. À long terme, le gain est de 1 500 euros pour toutes les durées d'activité s'étageant du 2/5^e de temps jusqu'au plein temps. Les augmentations tournent autour de 2 300 euros la deuxième année ; la première année, elles sont plus différenciées et passent de 1 500 euros au mi-temps à plus de 3 500 euros à plein temps.

4) Pour l'allocataire, l'effet d'aubaine se prolonge la deuxième année et devient indépendant de la durée de travail.

Pour l'allocataire, bénéficier d'un intéressement temporaire peut apparaître comme un

effet d'aubaine et éventuellement générer le type de comportement que déclenche ce genre de mécanismes. Auparavant, l'effet d'aubaine (15) concernait uniquement la première année et représentait 55 % du revenu à long terme pour une reprise à mi-temps et 21 % pour une reprise à plein temps. Ce chiffre diminue après réforme dans le cas du mi-temps pour s'établir à 36 % et augmente dans le cas du temps plein (34 %). Par ailleurs, un léger effet d'aubaine se fait sentir en deuxième année (7 % à mi-temps, 9 % à temps plein).

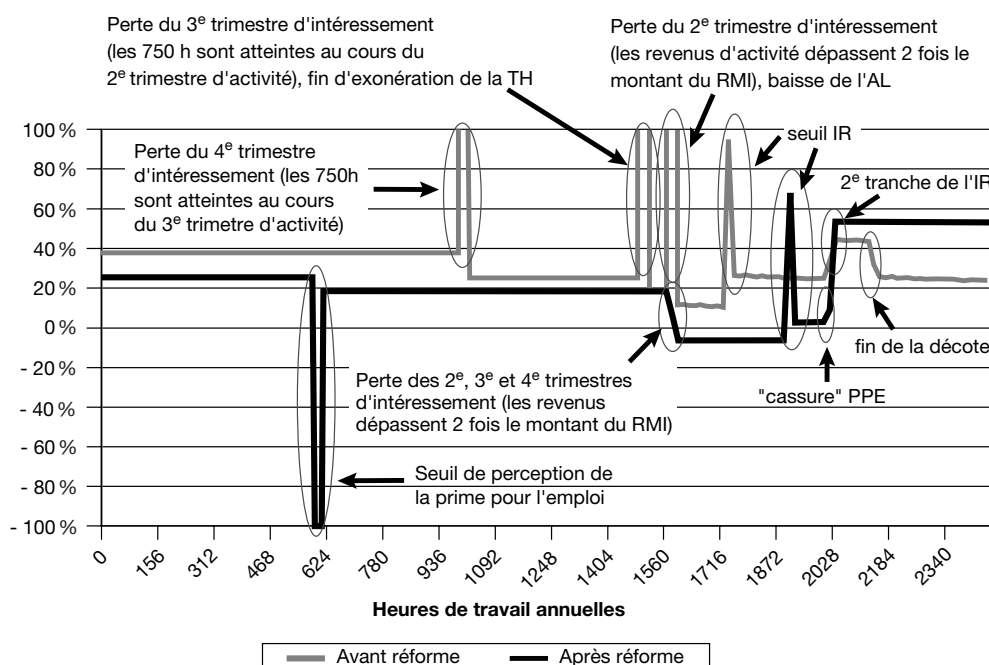
5) Disparition de la trappe à court terme, progrès dans les autres compartiments de la comparaison.

Les taux marginaux d'imposition à court terme ne dépassent jamais 25 %, tant que l'allocataire ne dépasse pas le plein temps (cf. graphique II) : pour un gain annuel de 10 763 euros de revenu d'activité, l'allocataire en conserve 9 147 euros, tandis qu'à mi-temps la situation est presque aussi favorable, il conserve 4 269 euros sur un montant de 4 619 euros. Concernant la deuxième année, l'effort de correction est impressionnant mais partant d'un point de départ beaucoup moins favorable, le point d'arrivée reste encore un peu haut en termes de taux moyens d'imposition

15. Obtenu en faisant le rapport du revenu de la première année sur le revenu à long terme.

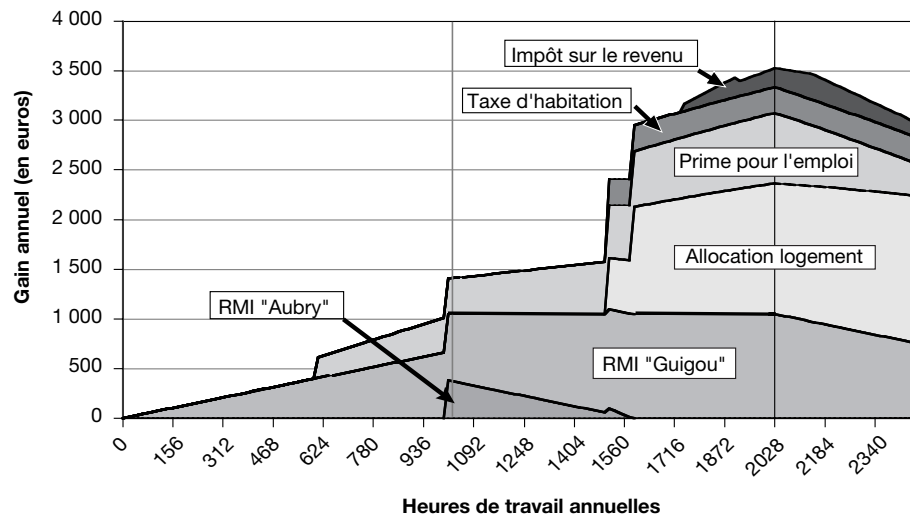
Graphique II

Taux marginal effectif d'imposition d'un célibataire rémunéré au SMIC avant et après les réformes (première année)

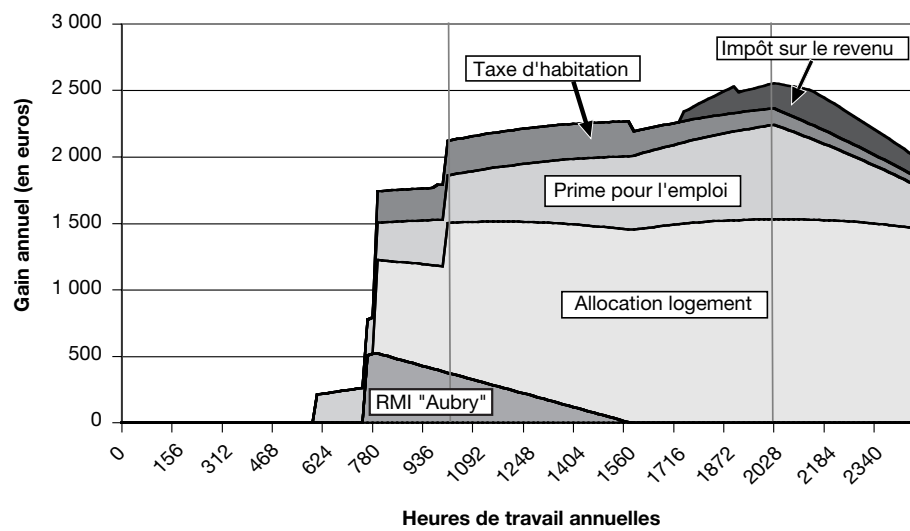


Graphique III
Gains annuels apportés par chaque dispositif

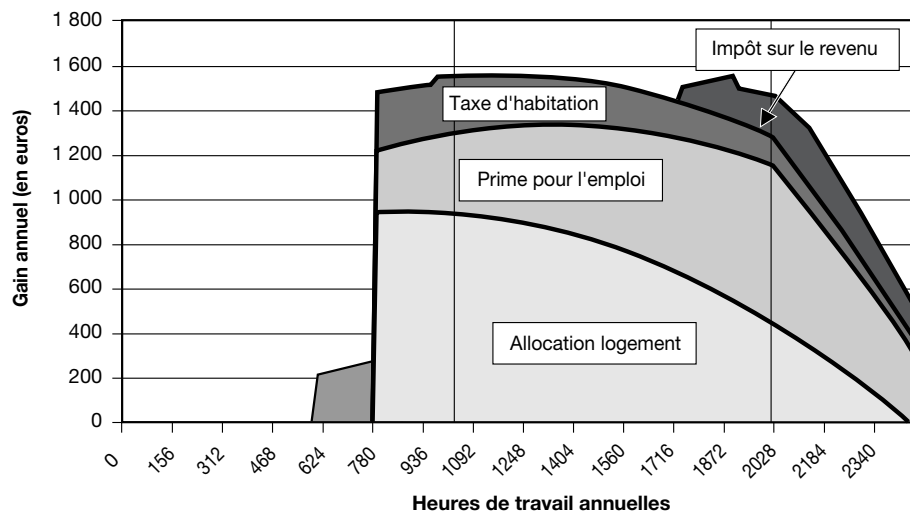
A - Première année



B - Deuxième année



C - Long terme



tion : 69 % à mi-temps et 45 % à temps plein. Enfin, la correction est moins sensible à long terme, bien qu'appréciable, une baisse de 29 points de taux moyen dans le cas du mi-temps et de 13,5 points dans le cas du temps plein.

Au total, les pouvoirs publics ont fait porter leur effort sur les aberrations les plus patentées du système précédent puisque les baisses de taux moyen les plus importantes concernent le plein temps à court terme (33 points de baisse de taux moyen) et le mi-temps à moyen terme (39 points de baisse de taux moyen).

6) Des taux moyens effectifs d'imposition plus forts pour le mi-temps que pour le plein temps dans toutes les circonstances.

La relation d'inversion sur les taux moyens de rétention ou d'imposition, une des caractéristiques majeures du système précédent, n'existe plus. Le taux moyen d'imposition est maintenant de 18 % à mi-temps contre 14 % pour le temps plein sur la première année, de 60 % contre 45 % sur la deuxième année, et de 80 % contre 55 % à long terme. La différence s'élargit avec l'éloignement de l'horizon. Le choix du législateur est maintenant sans aucune ambiguïté.

7) Une trappe à heures supplémentaires est créée, en particulier à long terme.

Il est frappant de constater que la pente du domaine budgétaire au-delà du temps plein est plus plate après qu'avant réforme sur les trois graphiques I. Ce phénomène est particulièrement net à long terme, où le revenu de l'agent est soumis à un taux marginal effectif d'imposition de l'ordre de 77 %. Cette conséquence est en cohérence avec les choix d'une société qui encourage la réduction du temps de travail. Cette conclusion ne vaut toutefois que pour des taux de salaire proche du Smic, puisque cette trappe se déplace vers des durées de travail plus faibles dès lors que l'on considère des taux de salaire plus élevés.

Au total, la comparaison est très flatteuse pour la situation après réforme, elle se résume par un lissage et une augmentation très substantielle des incitations à reprendre un emploi, incitations qui sont d'autant plus fortes que l'on progresse vers le plein temps. Le gain est appréciable et l'on peut affirmer qu'une partie du chemin a été effectuée dans la correction de la trappe à inactivité pour le célibataire. Cette trappe n'a pas empêché les allocataires de rechercher du travail ni d'en trouver pour

certaines d'entre eux, un allocataire sur six au chômage en janvier 1998 avait un emploi neuf mois plus tard (Rioux, 2000).

Le rôle majeur de la réforme des aides au logement

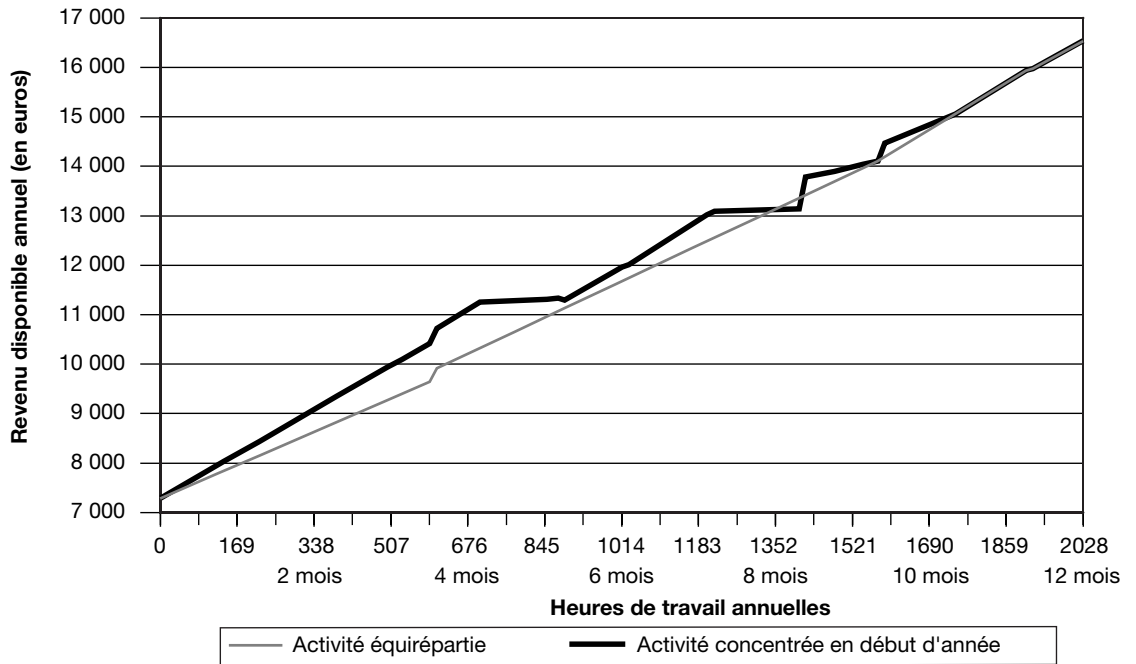
Le graphique III apporte un éclairage complémentaire sur la responsabilité de chacun des mécanismes dans le gain financier à la reprise d'emploi qui a, jusqu'ici, été décrit globalement. Pour obtenir l'impact global, il a fallu mobiliser toutes les touches du clavier fiscal-social. Lorsque l'effet d'une mesure vient à s'essouffler, soit en dimension temporelle, soit relativement au nombre d'heures de travail, une autre prend le relais.

La première constatation tient dans la modestie représentée par le supplément apporté par la première mesure en date, l'intéressement Aubry. Mais, en réalité, la loi Aubry induit un effet de levier sur l'allocation logement et une partie de l'augmentation due à cette loi se matérialise par un surcroît d'allocation logement. En effet, en augmentant la période d'intéressement, puisque celui-ci peut courir jusqu'à une limite de 1 580 heures au lieu de 750 heures, l'individu préserve plus longtemps son statut de Rmiste. Cela lui permet par ailleurs de prétendre au cours de la deuxième année à davantage d'AL à partir de ce seuil (cf. graphique III-B).

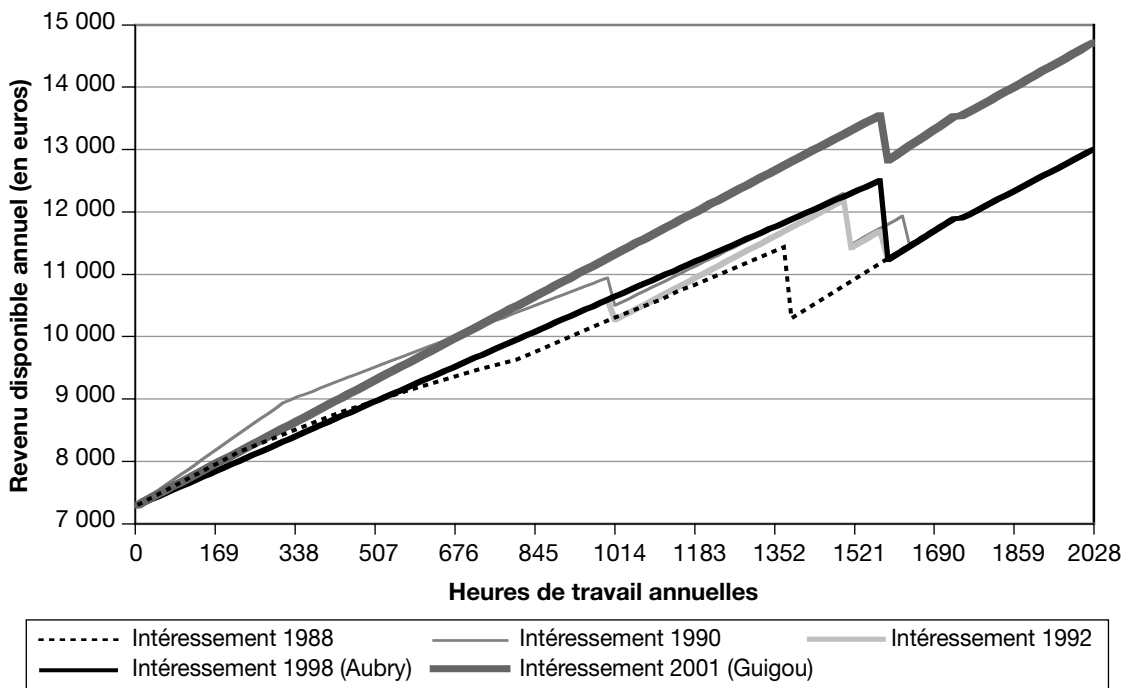
En revanche, la mesure Guigou s'annonce comme ayant un impact direct important dans le scénario retenu, plus de 1 000 euros de gain de revenu annuel la première année. Mais là encore, au cours de la deuxième année, une partie du bénéfice de la mesure est dissimulée dans la contribution de l'allocation logement.

L'allocation logement joue, en définitive, un rôle essentiel à moyen et à long terme. Elle n'apporte à elle seule jamais moins d'un tiers de complément de revenu et sa contribution atteint même les 60 % pour un plein temps la deuxième année et pour un mi-temps à long terme. En particulier, pour cette dernière configuration temporelle, elle permet de compenser le rôle de la prime pour l'emploi qui est croissante en fonction du niveau d'activité jusqu'au plein temps. Le supplément d'allocation logement étant décroissant en fonction du niveau d'activité, on trouve dans ce jeu de compensation entre ces deux aides le ressort de la constance du profil du gain en fonction

Graphique IV
Domaine budgétaire selon l'intensité du travail (Première année)



Graphique V
Impact pur de l'évolution du mécanisme d'intéressement sur le domaine budgétaire depuis la création du RMI (Première année)



de la durée d'activité à long terme. Comme la prime pour l'emploi est en réalité postérieure à la réforme des aides au logement, on aperçoit que son absence se serait traduite par un profil de gain qui aurait, cette fois-ci, encouragé le mi-temps.

L'impact des mesures d'origine purement fiscales relatives à l'IR et la TH prises globalement est assez modeste et relativement neutre par rapport à la question de la norme de travail. Si on fait abstraction des modifications purement fiscales, le profil général dans les trois circonstances demeure inchangé. D'une manière plus fine, la mesure sur l'IR, qui avantage bien évidemment le plein temps, compense la réforme sur la TH qui distingue le temps partiel.

Finalement, la mesure qui a été probablement la moins médiatisée, l'unification des aides au logement, peut-être en raison de la complexité des mécanismes mis en œuvre, joue un premier rôle, soit en raison de son jeu propre, soit en raison de l'effet de levier entraînée par les modifications des systèmes d'intéressement. En creux, cela signifie sans doute que le coût le plus important pour le budget de l'État est peut-être à redouter du côté de cette allocation.

L'ensemble des mesures a permis de supprimer toutes les discontinuités en termes de taux marginaux, les seules ruptures subsistantes étant relatives à l'impôt sur le revenu, c'est-à-dire à un mécanisme qui concerne toute la population et pas seulement la catégorie des travailleurs pauvres (cf. graphique II).

La régularité de l'activité dans l'année n'est pas toujours récompensée

Les va-et-vient entre le chômage et le marché du travail sont nombreux, comme en témoigne le fait que la moitié des allocataires du RMI de décembre 1996 a eu au moins une période d'activité rémunérée entre janvier 1997 et septembre 1998 (Lhommeau et Rioux, 2000). En conséquence, l'hypothèse d'une activité équirépartie dans l'année, pour commode qu'elle soit, n'est pas forcément la plus représentative des comportements, qui sont endogènes au système réglementaire en vigueur. Le graphique IV superpose l'ensemble de budget après réforme pour une régularité constante et celle pour une régularité concentrée en début d'année. Dans la deuxième hypothèse de travail, l'individu travaille par

exemple trois mois et demi en début d'année avant de redevenir inactif, ce qui correspond à 552 heures annuelles. Par ailleurs, afin de ne prendre en compte que les effets liés au RMI, on a neutralisé l'allocation unique dégressive (AUD) à laquelle peut prétendre l'individu à partir de quatre mois de travail à plein temps ($4 \times 169 = 676$ heures) (16).

L'ensemble budgétaire du scénario des heures de travail groupées en début d'année présente des paliers successifs qui sont une conséquence du caractère discontinu du mécanisme, connu sous le nom de neutralisation des ressources, appliqué au Rmiste en cas de cessation d'activité. Ce mécanisme permet, lors de la révision trimestrielle des ressources, de déduire dans la limite du montant du RMI les revenus d'activité perçus au trimestre précédent. Ainsi, le taux marginal d'imposition du salaire net est nul tant que l'activité a procuré moins que le montant du RMI (partie croissante de la courbe) mais est de 100 % ensuite (partie horizontale de la courbe). Dans le cas d'une activité concentrée, il subsiste des trappes à prolongement de l'activité, par exemple, de quatre mois à six mois.

Au total, il est plus intéressant de concentrer son activité sur les premiers mois de l'année que de travailler régulièrement dans l'année. Comme par hypothèse, les gains d'activité sont les mêmes, le jeu des transferts sociaux avantage une activité discontinue.

Les réformes du mécanisme d'intéressement jalonnent l'évolution du RMI depuis sa création

Depuis la création du RMI, les possibilités de cumul avec une activité rémunérée se sont multipliées. Le graphique V compare le revenu d'un Smicard pour cinq réglementations, celle qui prévalait à l'origine du RMI en 1988, celle qui lui a succédé en 1990, celle qui prévalait avec la formule d'intéressement plafonnée à 750 heures de 1992 à 1998, celle qui a pris effet avec la réforme Aubry et enfin cette dernière complétée par la mesure Guigou. La simulation est réalisée avec une réglementation inchangée pour les autres transferts (celle de 1998) afin d'enregistrer l'effet pur de la modification des mécanismes d'intéressement. Il est assez frappant de constater que l'évolution

16. Pour un exemple de calcul de domaine budgétaire avec AUD, on se reportera à Fleurbaey et al. (1999).

n'a pas été linéaire. La courbe en *pointillés* indique bien qu'il existait une formule d'intéressement dès le départ sous une forme dégressive dans la limite de six mois d'activité.

La réforme de 1990 a introduit la formule d'intéressement la plus favorable qui n'ait jamais existé dans une limite de 750 heures de travail : l'intéressement intervenait toujours sous une forme dégressive mais en commençant par une possibilité de cumul à 100 %.

Le rapport Fragonard (1992) a, semble-t-il, été interprété négativement par les pouvoirs publics de l'époque, puisqu'en maintenant le plafond de 750 heures, la possibilité de cumul ne dépassa plus 50 %, tandis que la réforme Aubry a concentré l'effet néfaste de l'allocation logement au-delà de 1 550 heures de travail. Le RMI et l'allocation logement étant deux fonctions décroissantes du revenu d'activité, le revenu disponible d'un individu sorti du système d'intéressement devrait être lui aussi décroissant en fonction des heures travaillées. Pour pallier cet effet, un dispositif de neutralisation des ressources a été mis en place : tant que l'individu perçoit le RMI, l'allocation logement est versée au taux plein. Dès que l'individu sort du dispositif RMI, il perçoit l'allocation logement calculée cette fois-ci au taux normal, entraînant une discontinuité de l'ensemble de budget. Cette perte brutale d'allocation logement se conjugue avec une augmentation de TH. Compte tenu des hypothèses retenues ici, le célibataire paye une TH au taux plein dès qu'il sort du dispositif RMI. La perte cumulée de revenu disponible occasionnée par une heure de travail en plus est alors de 1 300 euros. À cet endroit du domaine budgétaire, le taux marginal d'imposition « explose » littéralement.

Le même commentaire vaut *mutatis mutandis* pour la dernière mouture du mécanisme de cumul, mais la cassure est moins forte qu'en présence du mécanisme version Aubry. Lorsque l'individu sort du système RMI, car il dépasse le plafond de ressources, il perd le bénéfice de trois mois d'allocation logement sur la première année au lieu de six avec la formule Aubry (17). La comparaison entre le graphique V et le graphique I-A permet de mettre en lumière l'importance de la réforme des aides au logement.

L'étude d'autres cas types n'infirme pas de manière substantielle les conclusions tirées de l'examen du célibataire. Le graphique VI

présente l'ensemble budgétaire pour une femme seule Rmiste avec un enfant entre trois et six ans à court terme. Les taux de rétention moyens sont élevés et quasiment équivalents pour une reprise à mi-temps (82,7 %) ou à plein temps (82,2 %).

Ce cas type rend possible l'étude comparée des trappes à inactivité avec le bénéficiaire d'une API (Apiste).

Le cas de l'Apiste : des taux de rétention qui rejoignent ou dépassent ceux du Rmiste

On considère à tort que le statut d'allocataire parent isolé est synonyme de retrait du marché du travail. La dualité des populations dans leurs aspirations a bien été mis en lumière par Afssa (1999a). Aux femmes qui investissent prioritairement dans la sphère domestique, s'opposent celles qui utilisent l'API comme un tremplin vers l'insertion sur le marché du travail. Si comme l'indiquent Algava et Avenel (2001), il y a bien une majorité d'inactives dans cette population, 36 % se déclarent actives et 11 % cumulent une activité rémunérée et une allocation. Cette proportion est évidemment plus importante pour le cas type qui nous occupe : la famille monoparentale avec un enfant à charge.

Les réformes engagées ont eu un effet considérable sur la trappe à inactivité de l'Apiste (18) (cf. graphique VII). Celle-ci était très sévère avant réforme pour le mi-temps ; le taux de rétention moyen était de 25 % la première année et était négatif la deuxième. L'alignement des mécanismes de cumul sur ceux du Rmiste change la situation de l'Apiste et rend comparable les taux marginaux et moyens de l'Apiste et du Rmiste la première année. Ces derniers sont même plus forts que ceux du Rmiste célibataire, 87 % contre 81,6 % dans le cas du mi-temps, et 87,4 % contre 86 % dans le cas du temps plein. C'est un renversement complet de philosophie : une femme (19) avec un enfant est pratiquement plus encouragée qu'un homme ou une femme isolée à reprendre un travail avec une neutra-

17. Les trois autres mois sont perdus au titre de la deuxième année.

18. Dans la mesure où l'API est un régime transitoire, nous n'étudions pas la situation à long terme.

19. Le monoparental homme a des taux de rétention un peu plus faibles, puisqu'il n'a pas droit à l'ARAF.

lité totale entre le plein temps et le mi-temps. De surcroît, les taux de rétention sont également plus élevés pour l'Apiste que pour le Rmiste avec une personne à charge. Le jeune âge de l'enfant ne semble plus un facteur considéré comme handicapant pour la reprise d'un travail. Signe de changement des mentalités, l'adulte sans conjoint qui est le plus incité financièrement à retrouver un emploi est une femme avec un enfant de moins de trois ans (20). La moitié du gain de taux moyen est due à la réforme Aubry : sans les autres mesures d'accompagnement, le taux de rétention pour le mi-temps ne serait que de l'ordre de 50 %. L'API est également versée maintenant jusqu'au plein temps, alors qu'il fallait, avant réforme, travailler au maximum à mi-temps pour bénéficier de l'allocation.

La deuxième année, les taux de rétention de l'Apiste se rapprochent de ceux du Rmiste sans les atteindre cependant, 24 % contre 31 % pour le mi-temps et 54 % contre 55 % pour le plein temps. Comme pour le Rmiste, la reprise à une activité à plein temps est aussi plus encouragée.

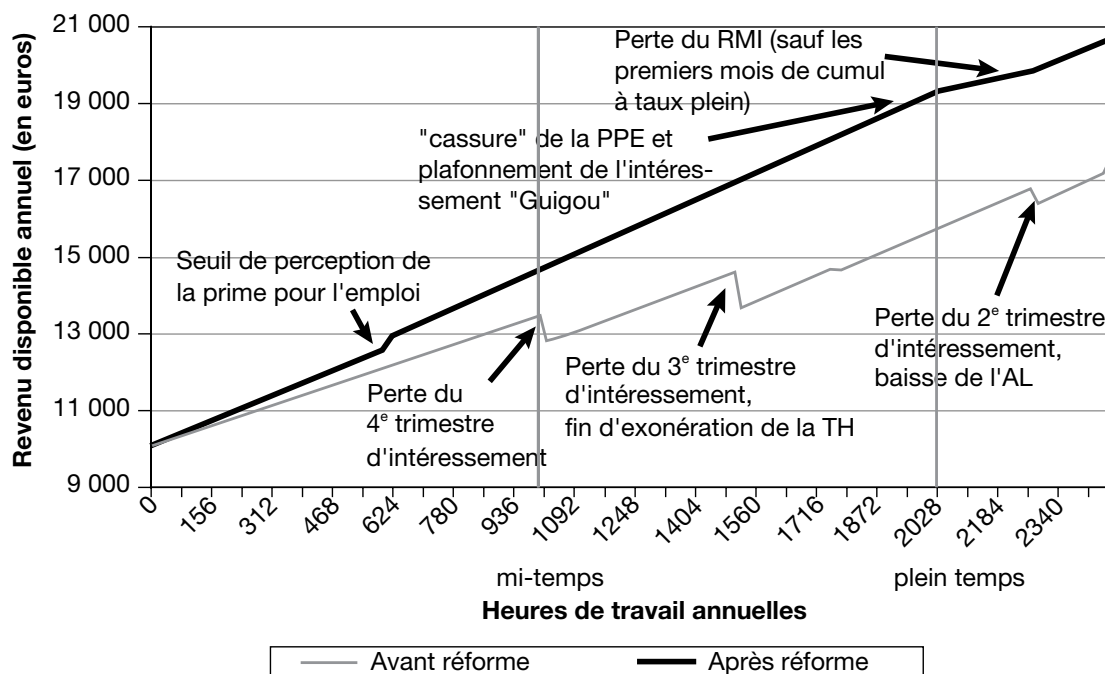
Par ailleurs, l'ensemble des mesures se traduit par un surplus de revenu disponible en cas de non-emploi. C'est le changement dans le mode de calcul de la TH qui en est responsable.

Le cas de l'ASSiste : une convergence inachevée vers le Rmiste

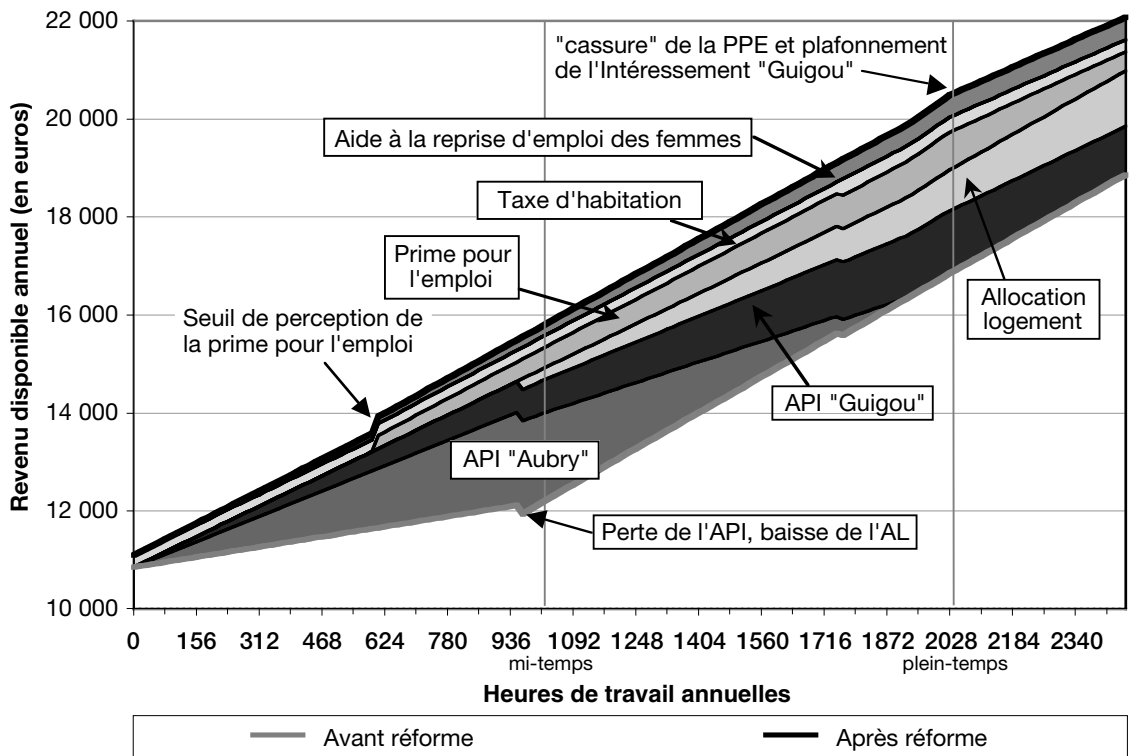
S'il existe bien une population pour laquelle la question du retour à l'emploi semble cruciale, c'est bien celle des bénéficiaires de l'ASS (ASSistes). Selon une étude de l'Unedic (2000), la reprise d'une activité partielle et/ou occasionnelle tend à se développer dans cette population. À la fin du premier semestre 1999, 107 000 personnes exerçaient une telle activité à temps réduit – soit plus de 23 % de l'ensemble des allocataires – pour un gain moyen de 542 euros pour une durée de travail mensuelle moyenne de 79 heures. Dans cette sous-population, 22 900 avaient déjà un revenu d'activité qui dépassait le seuil de ressources au-delà duquel on perd le bénéfice de cette allocation. Le reste des allocataires continuait à émarger au système d'aide et cumulait dans le cadre Aubry un revenu d'activité d'un montant moyen de 454 euros pour une durée du travail de 67 heures. La question de l'intéressement pour une durée de travail en deçà du mi-temps n'est donc pas un simple exercice théorique : ces chiffres accroissent l'intérêt qu'il y a d'examiner les fluctuations du revenu

20. Une simulation complémentaire donne comme taux de rétention pour une femme avec deux enfants, dont un enfant de moins de trois ans, 83,3 % à mi-temps et 82,4 % à plein temps.

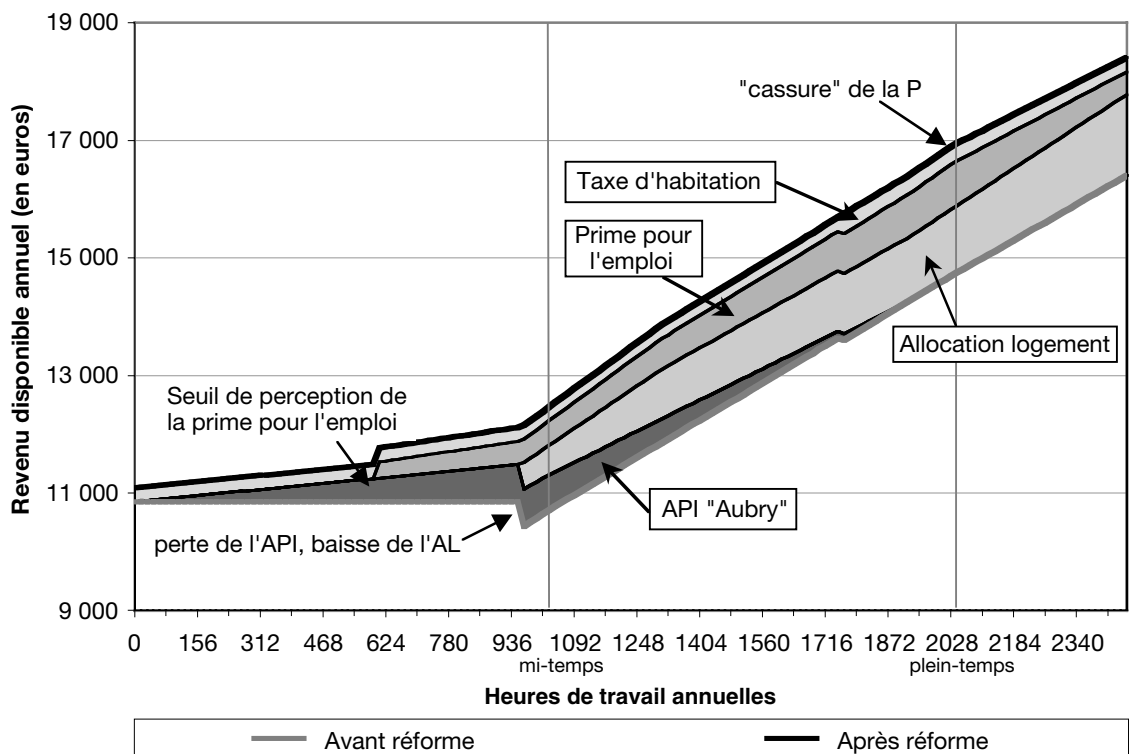
Graphique VI
Domaine budgétaire avant et après réformes pour une femme avec un enfant à charge de 3 à 6 ans (Première année)



A - Première année



B - Deuxième année



disponible pour une gamme de durée du travail moins restreinte que la seule alternative mi-temps/temps plein.

La complexité du système de l'ASS se traduit par des domaines budgétaires et une courbe de taux marginaux moins transparents que ceux du Rmiste et de l'Apiste. La contrainte budgétaire est ici très perturbée, présentant une forme de « tôle ondulée » (cf. graphique VIII) (21). Ceci s'explique par le fait que l'intéressement n'est pas calculé sous forme de montant, mais sous forme de nombre de jours d'allocation par mois. Ces jours étant indivisibles, il existe des « paliers » d'intéressement, correspondant chacun à un jour d'ASS en moins par mois.

La première originalité du cas de l'ASS provient de ce que les réformes et essentiellement celle de l'aide au logement mais aussi celle de la TH aboutissent à un gain substantiel du revenu de base de l'allocataire ASS hébergé. Celui-ci passe de 6 400 euros à 7 600 euros la première année d'activité, soit une hausse de 18,2 %. On se souvient que l'une des revendications majeures du mouvement de protestation des allocataires de minima sociaux à l'hiver 1997-1998 a porté sur une revalorisation de l'ASS, revendication qui a trouvé un exutoire dans une revalorisation de 8 %. Grâce au levier constitué par l'allocation logement, le niveau de vie de l'ASS célibataire inactif rejoint celui du RMI et le dépasse même maintenant de 4 %. La situation précédente était étrange puisque le plancher du système de soutien aux bas revenus (le niveau de vie du Rmiste) était supérieur au niveau de vie apporté par une aide qui n'était pas vue comme dernier filet de sécurité. Une incohérence manifeste a donc été corrigée.

L'étude de cette allocation révèle une autre surprise. Contrairement au cas du RMI et parallèlement à l'API, le système d'intéressement, qui était très restrictif, aboutissait, *de facto*, à privilégier le retour à plein temps plutôt qu'à temps partiel. Le taux de rétention était de 53 % pour le temps plein et de 39 % pour le mi-temps. Après réforme, la convergence avec les taux de rétention du RMI et de l'API est assurée pour le mi-temps (81,5 %). En revanche, la progression pour le temps plein est moins manifeste puisque on atteint une valeur de 68 %, valeur en retrait par rapport à celle enregistrée pour le Rmiste ou l'Apiste. Cela se traduit par le fait que l'ASSiste qui a repris un emploi sur une année pleine obtient

un revenu annuel inférieur de 1 500 euros à celui obtenu par un Rmiste, écart qui a quasiment doublé. L'ASSiste, qui gagne plus que le Rmiste en ne travaillant pas, gagne moins en travaillant à temps complet. En quelque sorte, un manquement élémentaire à une certaine équité horizontale. Une autre singularité mérite d'être relevée : le travail à mi-temps est, cette fois-ci, plus encouragé que le temps complet.

L'ampleur du gain au niveau du mi-temps (3 500 euros), à comparer au gain du Rmiste (1 400 euros), s'explique en grande partie par le système de cumul moins avantageux que celui du système RMI avant la réforme, puisque le taux d'intéressement était plus faible et les trois premiers mois de cumul total inexistant. Il apparaît donc instructif de décomposer l'effet de la loi Aubry comme suit :

- 1) l'effet de l'augmentation du taux d'intéressement,
- 2) l'effet des trois premiers de cumul total (dans limite du demi-Smic),
- 3) l'effet du changement de la durée d'intéressement.

Des simulations complémentaires établissent qu'environ les deux tiers du gain induit par la réforme s'expliquent par un effet de convergence du système d'intéressement qui résulte de la conjonction des effets 1 et 2.

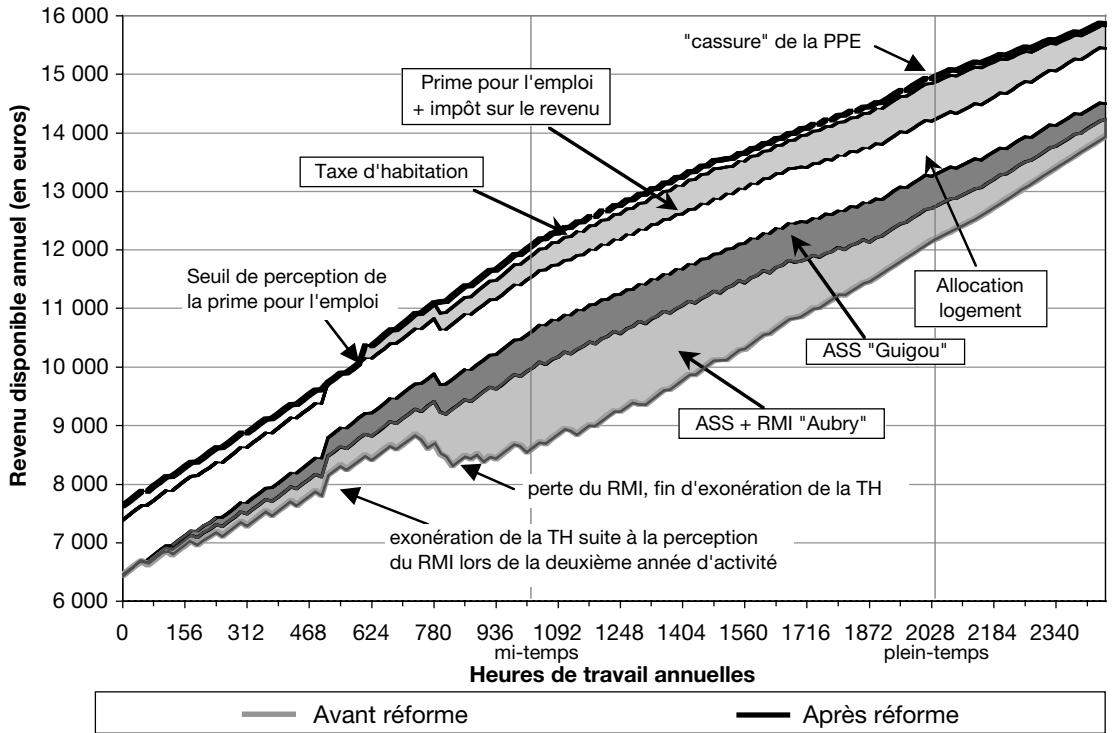
Les gains de taux de rétention sont inexistant pour la deuxième année d'activité (cf. graphique VIII-B) : - 0,1 point pour le mi-temps et + 3 points pour le plein temps. L'augmentation du revenu disponible est plutôt neutre par rapport à la durée de travail, avec un gain de 1 200 euros pour une activité nulle. En outre, le taux de rétention pour une reprise d'emploi à mi-temps est tel (5,4 %) que l'ASSiste n'a alors pas intérêt prolonger son contrat de travail. Le caractère transitoire accolé à l'ASS peut expliquer cet effort modeste. On n'imagine pas que des individus s'installent dans ce régime très longtemps. S'ils ne trouvent pas un « vrai travail », ils deviennent Rmistes. La réalité semble s'éloigner en partie de cette intuition, puisque, par exemple, dans la tranche 40 à 44 ans, l'ancienneté moyenne d'indemnisation dépasse les trois ans (1 219 jours exactement) (Unedic, 2000, annexe 3).

21. Le long terme est ignoré dans la mesure où l'ASS est une allocation transitoire entre l'AUD et le RMI.

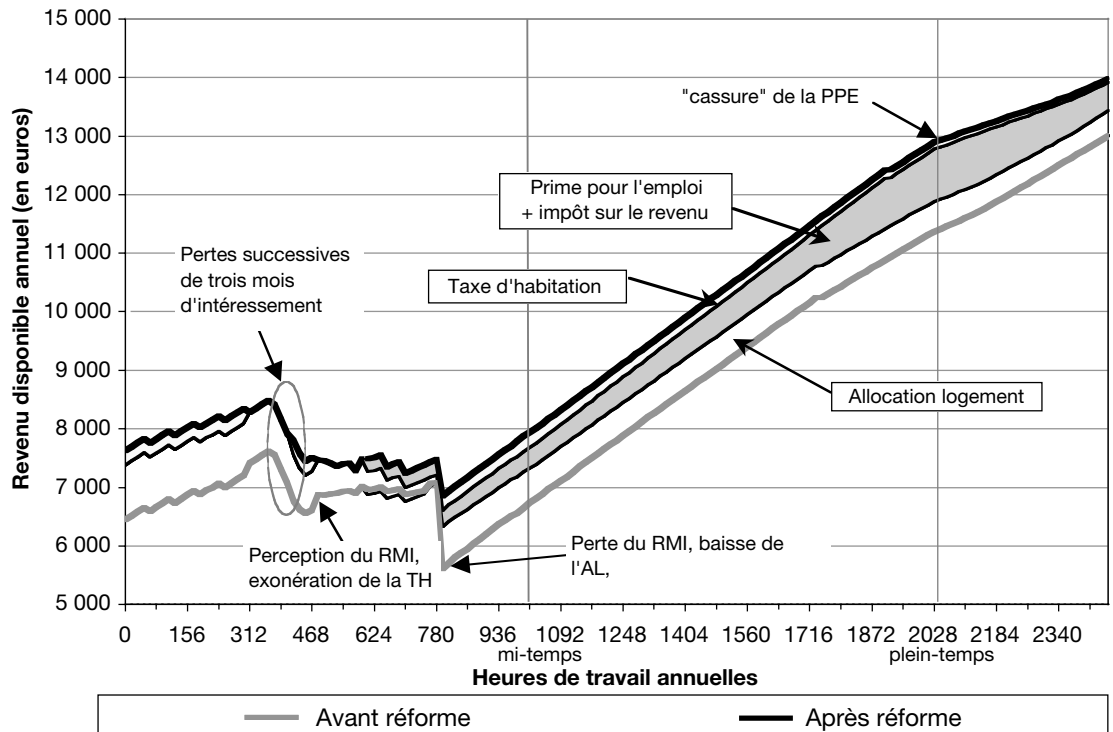
Graphique VIII

Domaine budgétaire avant et après réformes d'un célibataire rémunéré au SMIC et bénéficiant de l'ASS

A - Première année



B - Deuxième année



Au total, les différences de revenu disponible entre deux allocataires, l'un bénéficiaire de l'ASS et l'autre du RMI, pour une même durée d'activité professionnelle, s'estompent ; le domaine budgétaire de l'ASS est en voie de « normalisation ». Mais, exception à la règle, la priorité au retour à l'activité, via le temps plein est infirmée à court terme.

Un revenu disponible mensuel plus régulier

L'étude des chroniques mensuelles de revenu renseignent sur le profil temporel des revenus disponibles, ce qui permet de saisir des phénomènes purement dynamiques. Comme exemple de phénomènes de ce type, on trouve d'une manière anecdotique, l'influence de la date de la reprise d'activité. Si le Rmiste reprend une activité le 31 décembre au lieu du 1^{er} janvier, la révision trimestrielle interviendra de suite, et sa période totale de cumul n'excédera pas 12 mois dans un cas, alors qu'elle peut atteindre 15 mois au maximum. En décalant d'une journée sa reprise d'activité, l'allocataire touche une différence cumulée de 500 euros d'allocation RMI pour un mi-temps. Une révision mensuelle des ressources neutraliserait ce genre d'anomalies.

Des transitions financières moins brutales

Comme la philosophie du dispositif reste un intéressement temporaire, on imagine que la chronique des revenus illustre une décroissance entre l'état « euphorisant » associé à un cumul à taux plein et l'état stationnaire de long terme associé au non-cumul. La réforme de ce point de vue n'apporte pas de nouveautés. En revanche, on est en droit d'attendre une décroissance régulière, de manière à ce que l'allocataire puisse gérer financièrement une transition vers une situation moins favorable. À cet égard, le graphique IX permet de comparer le rythme de décroissance du revenu disponible pour le cas type du célibataire dans le cas du Rmiste, de l'ASSiste et celui d'une femme avec un enfant de moins de trois ans pour l'API, à chaque fois pour une reprise d'emploi à mi-temps. Les revenus mensuels d'activité restent constants et égaux à 457 euros dans tous les cas de figure. Ces graphiques permettent également de visualiser chaque mois et par type de transfert, les montants de revenu perçus avant réforme et les

gains induits par les différentes mesures, avec des ordres de grandeur que l'on peut facilement comparer à la situation précédente. Par exemple, pour l'Apiste (cf. graphique IX-A), en janvier de la première année d'une reprise d'emploi, il perçoit, en sus du revenu d'activité, l'allocation pour jeune enfant (APJE), l'allocation de parent isolé (API) et l'allocation logement (AL). Le surcroît de revenu après réformes est dû à l'instauration de l'aide à la reprise d'activité des femmes (ARAF). Un cas un peu plus complexe est celui, par exemple, d'octobre de la première année, où dans la situation initiale, le revenu, composé du salaire, de l'APJE et de l'AL, est amputé de la TH. Les réformes se traduisent par la perception de l'API (instauration de l'intéressement), un petit gain d'AL et l'exonération de la TH.

Les paliers sont relativement réguliers dans le cas du Rmiste et de l'Apiste. Toutefois, l'allocataire doit gérer une baisse importante de son revenu mensuel à deux ou trois reprises et la question que l'on est droit de se poser est de savoir s'il ne conviendrait pas d'organiser une diminution plus graduelle vers l'état de long terme. Dans le cas de l'ASSiste, le profil est plus heurté, en particulier la deuxième année. En effet, contrairement au RMI et à l'API, l'ASS est incluse dans les revenus imposables. Par ce biais, une hausse du montant d'ASS, à niveau de salaire donné, pourra induire une augmentation de l'impôt sur le revenu et de la TH, ainsi qu'une diminution de l'allocation logement. La comparaison avec le RMI est édifiante pour la même période. Il n'est que de comparer les gains d'AL pour le Rmiste et pour l'Apiste, cette deuxième année, pour déceler l'origine de la différence de plus de 100 euros entre les revenus mensuels pour les deux types d'allocataire, une différence qui perdure pendant plus d'un an. À la fin de la troisième année, l'ASSiste, n'acquiesce plus qu'un très faible montant de taxe d'habitation. Ces variations sont enregistrées alors même que ses revenus d'activité sont rigoureusement constants, ce qui tend à prouver qu'un supplément de cohérence reste à trouver pour ce minimum social.

Une autre difficulté peut être signalée : la transition ASS-RMI. Le mode de calcul du RMI prévoit de neutraliser les revenus d'ASS uniquement en cas d'absence d'activité. L'activité engendre donc un délai de transition (de trois mois dans le cas considéré ici) entre l'ASS et le RMI. Ce délai entraînait avant

réforme « un trou d'air » dans les finances de celui qui n'était plus un ASSiste et pas encore un Rmiste. Le graphique X illustre la permanence de ce problème pour une activité à tiers temps. D'une manière anecdotique, on se rend compte que le revenu mensuel d'un individu après réforme peut être, pour une très courte période et pour un faible montant, inférieur après réforme à ce qu'il était avant.

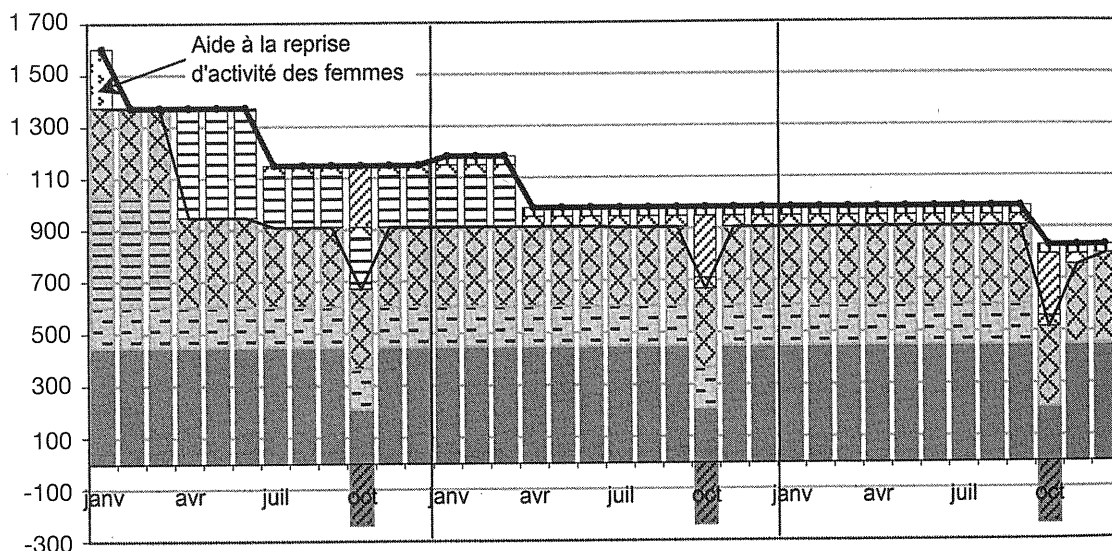
Malgré la récente amélioration, l'importance du non-emploi demeure un talon d'Achille de la société française. Sur une dizaine d'années,

la panoplie d'instruments de politique économique mobilisés pour remédier à cette faiblesse est impressionnante. Après avoir manié l'instrument de la diminution des charges dans la première partie de la décennie 90, et donc avoir misé sur la demande de travail, après la mise en application des 35 heures, qui affectent à la fois la demande et l'offre de travail, les pouvoirs publics se sont intéressés à l'offre de travail au tournant du siècle. D'importants dispositifs ont été mis en place, d'une façon certes disparate et peut-être peu lisible, pour rendre plus attrayant sur un plan financier la

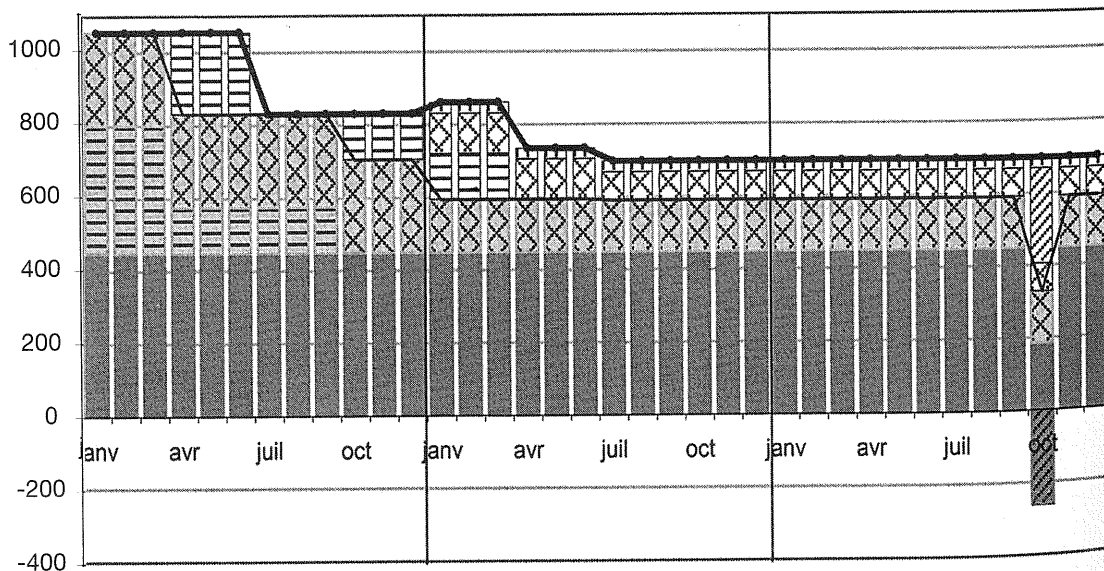
Graphique IX

Chronique de revenu disponible mensuels (en euros) sur trois ans avant et après réformes pour une reprise d'emploi au SMIC à mi-temps

A - L'Apiste



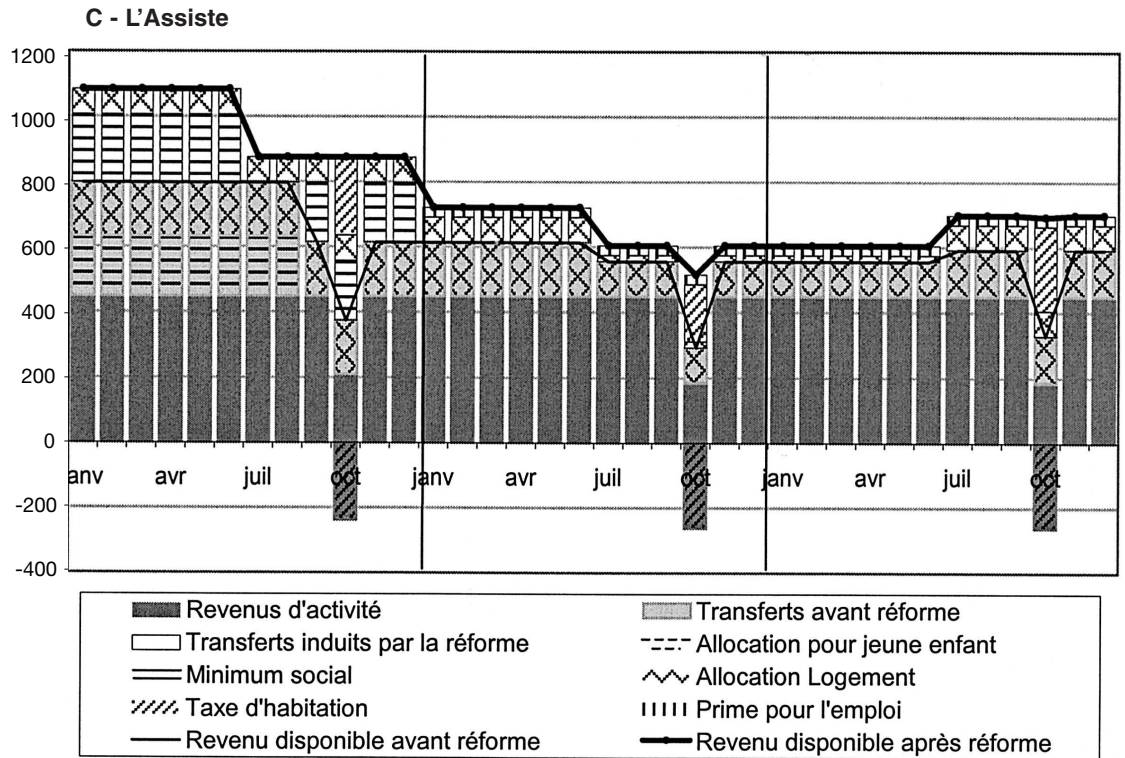
B - Le Rmiste



reprise d'emploi. L'analyse de cas type permet de rendre plus évident le caractère non négligeable de ces mesures prises dans leur globalité. Comme pour les mesures concernant la demande de travail, il faudra du temps et que la conjoncture économique s'y prête pour que les agents économiques s'adaptent à ce chan-

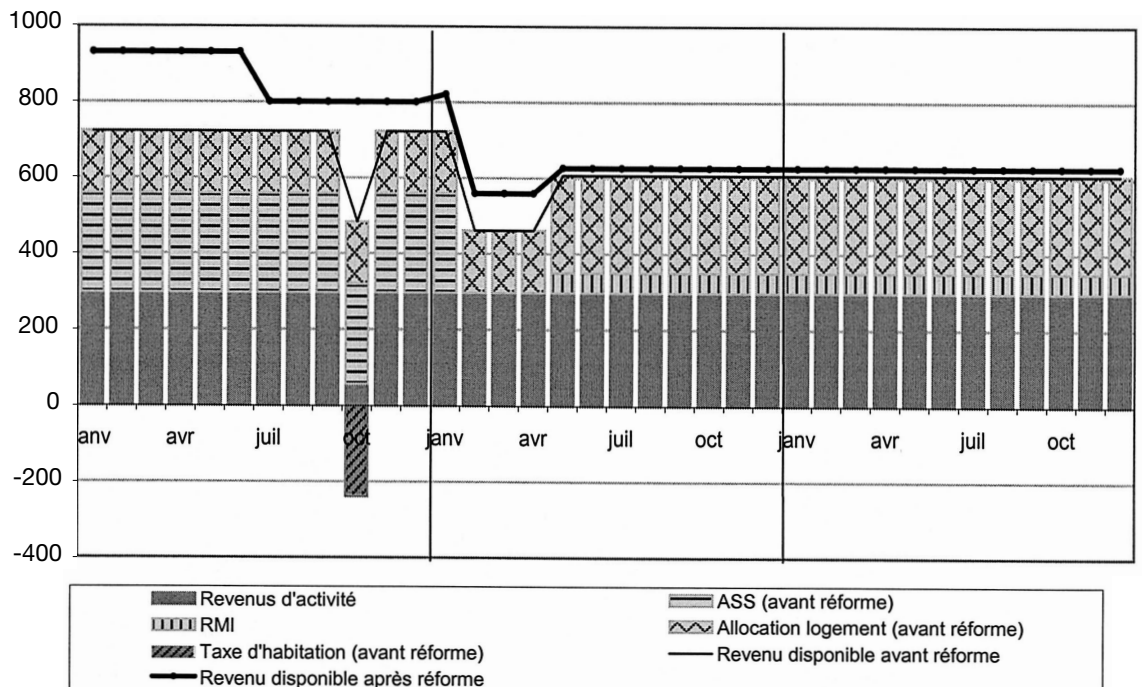
gement des incitations financières à la reprise d'un emploi. Des changements substantiels dans le désir de participer au marché du travail peuvent en être attendus, et des travaux économétriques *ex ante* ou *ex post* permettraient de mieux cerner l'ampleur de la réaction de comportement.

Graphique IX (suite)



Graphique X

Chronique de revenus disponibles mensuels (en euros) sur trois ans avant et après réformes d'un célibataire à tiers-temps au SMIC et bénéficiant de l'ASS



Le législateur, suivant en cela le rapport Belorgey (2000), a pour l'instant arbitré contre un intéressement permanent. Avec les différentes réformes intervenues, les possibilités de cumul restent provisoires, mais le provisoire... dure parfois longtemps. De nombreux commentateurs avaient conclu qu'avec la prime pour l'emploi, la préférence pour la norme sociale du plein temps avait prévalu. Lorsqu'on analyse l'ensemble des mesures prises depuis trois ans, le jugement est plus nuancé, en raison du poids déterminant de la réforme aux aides au logement qui joue en sens inverse. Néanmoins, alors que la situation

précédente indiquait une légère prédilection pour le retour à l'emploi du Rmiste via le temps partiel (à horizon d'un an), la nouvelle situation traduit bien une mise en cohérence des incitations financières avec la norme affichée puisque les taux moyens d'imposition sont toujours égaux ou supérieurs en cas de reprise d'un travail à mi-temps, à l'exception de l'allocation spécifique de solidarité à court terme. Mais s'agissant de cette dernière allocation, il semble que le travail de mise en cohérence en liaison avec les autres instruments redistributifs ne soit pas achevé. □

Les auteurs remercient un rapporteur de la revue ainsi que les participants du groupe d'exploitation de l'enquête « sortants du RMI », et en particulier Cédric Afsa, pour leurs critiques constructives. Ils restent évidemment seuls responsables de toute déficience éventuelle. Les simulations ont été effectuées à l'aide du modèle SIMPTOM, dont le fonctionnement et quelques applications sont présentés dans Hagneré (2001). Une version précédente de cet article a circulé sous le titre « L'impact de la réforme Aubry sur l'analyse des trappes à inactivité » qui ne s'intéressait, comme son titre l'indique, qu'à la seule modification du mécanisme de l'intéressement intervenue dans le cadre de la loi Aubry. On peut se reporter à Hagneré (2001, chapitre 2) pour une présentation des seuls effets de cette loi.

BIBLIOGRAPHIE

- Afsa C. (1999a)**, « L'allocation de parent isolé : une prestation sous influences. Une analyse de la durée de perception », *Économie et Prévision*, n° 137, pp. 13-31.
- Afsa C. (1999b)**, « L'insertion professionnelle des bénéficiaires du revenu minimum d'insertion », document de travail de la Direction des Statistiques démographiques et sociales, n° F99001, février, Insee.
- Afsa C. (2000)**, « Les allocataires de revenu minimum d'insertion : une population hétérogène », *France Portrait Social*, édition 1999-2000, pp. 99-118, Insee.
- Algava E. et Avenel M. (2001)**, « Les bénéficiaires de l'allocation de parent isolé », *Études et Résultats*, n° 112, Drees.
- Bourguignon F. et Chiappori P.-A. (1998)**, « Fiscalité et redistribution », *Revue française d'économie*, XIII (1), pp. 3-64.
- Bourguignon F. et Spadaro A. (2000)**, « Redistribution et incitation au travail, une application empirique simple de la fiscalité optimale », *Revue économique*, 51(3), pp. 473-487.
- Belorgey J.-M. (2000)**, *Minima sociaux, revenus d'activité, précarité*, rapport du Commissariat Général du Plan, la documentation Française.
- Cerc (2001)**, *Accès à l'emploi et protection sociale*, la documentation Française, Paris.
- Cserc (1997)**, *Minima sociaux, entre protection et insertion*, la documentation Française, Paris.
- Cnaf (2000)**, « RMI au 30 juin 2000 », *Recherches et Prévisions Statistiques*, septembre 1997.
- Cornilleau G., Demailly D., Gilles C., et Papin J.-P. (2000)**, « Les évolutions récentes du RMI : un effet perceptible de la conjoncture économique », *Études et Résultats*, n° 86, Drees.
- Fleurbaey M., Hagneré C., Martinez M. et Trannoy A. (1999)**, « Les minima sociaux en France : entre compensation et responsabilité », *Économie et Prévision*, n° 138-139, pp. 1-23.
- Fragonard B. (1992)**, *Les minima sociaux en France*, Commissariat Général du Plan, Paris.
- Hagneré C. (2001)**, *Les minima sociaux en France : analyse économique d'une réforme*, thèse de doctorat, Université de Cergy-Pontoise.
- Hourriez J.-M. et Olier L. (1997)**, « Niveau de vie et taille du ménage : estimations d'une échelle d'équivalence », *Économie et Statistique*, n° 308-309-310, pp. 65-94.
- Join-Lambert M.-T. (1998)**, *Rapport de mission sur les problèmes soulevés par les mouvements de chômeurs en France fin 1997-début 1998*, la documentation Française, Paris.
- Laroque G. et Salanié B. (1999)**, « Prélèvements et transferts sociaux : une analyse descriptive des incitations financières au travail », *Économie et Statistique*, n° 328, pp. 3-20.
- Laroque G. et Salanié B. (2000)**, « Une décomposition du non-emploi en France », *Économie et Statistique*, n° 331, pp. 47-66.
- Lhommeau B. (1999)**, « Les conditions de logement des allocataires du RMI », *Insee Première*, n° 685.
- Lhommeau B. et Rioux L. (2000)**, « Les trajectoires d'activité des allocataires du RMI de 1996 à 1998 », *Études et Résultats*, n° 84, Drees.
- Padiou C. (1997)**, « RMI et SMIC : une étude de l'apport financier de l'accès à l'emploi par types de ménages », *Les Cahiers de l'ODAS*, mars 1997.
- Paillaud S. et Eyssartier D. (1998)**, « Pâris, un outil d'évaluation dynamique du système fiscal-social », *Économie et Statistique*, n° 318, pp. 41-64.
- Pisani-Ferry J. (2000)**, *Plein Emploi*, Rapport du Conseil d'Analyse Economique, n° 30, la documentation Française.
- Rioux L. (2000)**, « Les allocataires du RMI : une recherche d'emploi active mais qui débouche souvent sur un emploi aidé », *Insee Première*, n° 720.
- Unedic (1999)**, « Population indemnisée en ASS et activité réduite », *Statis*, n° 156, Publications de l'Unedic.
- Unedic (2000)**, « L'allocation de solidarité spécifique », *Statis*, n° 158, Publications de l'Unedic.
-

Revenu minimum et redistribution optimale des revenus : fondements théoriques

François Bourguignon*

Pièce maîtresse du système de protection sociale, le RMI occupe une place essentielle dans le système redistributif français. Ses effets potentiellement désincitatifs sur l'activité de ses bénéficiaires font toutefois débat entre ceux qui privilégient l'insertion sur le marché du travail au nom d'un principe d'efficacité ou d'inclusion sociale et ceux qui défendent le droit de toute personne à un revenu minimum au nom d'un principe d'équité, même au risque de réduire le niveau d'emploi.

Sous certaines hypothèses, l'optimum social justifie le principe d'un revenu minimum garanti pour les individus dont la productivité du travail est très faible, *a fortiori* nulle. Ce revenu se présente comme une combinaison de transferts forfaitaires, de transferts sous conditions de ressources et/ou d'un impôt sur le revenu éventuellement « négatif ». En inférant la productivité du travail à partir du revenu du travail observé, on essaye de déterminer empiriquement la redistribution optimale pour les bas revenus à partir de deux fonctions de bien-être social. La première justifie le dispositif actuel du RMI. La seconde resterait favorable aux bas revenus tout en donnant des fondements à la Prime pour l'emploi. Le revenu minimum à garantir aux personnes dont la productivité est la plus basse et la façon dont celui-ci se modifie avec l'activité sont alors fonction avant tout de la volonté redistributive de la société, autrement dit de son aversion plus ou moins grande pour l'inégalité, et de l'inégalité des revenus avant redistribution.

En élargissant le cadre théorique initial dans une perspective plus dynamique, l'hypothèse d'une relative inertie de l'offre de travail des plus défavorisés peut être abandonnée si on intègre l'activité de formation. Ce n'est plus alors le travail en tant que tel qui devrait être encouragé mais également l'activité de formation. Une véritable requalification augmenterait leur employabilité et les inciterait davantage à s'insérer sur le marché du travail.

* François Bourguignon est directeur d'études à l'EHESS et fait partie du Delta (Bourguignon@delta.ens.fr).
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Le débat qui a conduit à l'instauration de la Prime pour l'emploi portait indirectement sur le RMI, pièce essentielle de notre système de protection sociale. Il reflétait avant tout la connaissance très imparfaite que nous avons des effets désincitatifs qu'il est susceptible d'avoir sur l'activité. Pour certains, le « taux marginal effectif d'imposition » élevé engendré par cette garantie de revenu (1) décourageait l'emploi salarié et enfermait les individus dans un « piège de pauvreté ». Pour d'autres, au contraire, la cause du non-emploi des bénéficiaires du RMI résidait dans la faiblesse de la demande de travail du secteur productif plutôt que dans le découragement de l'offre. D'autres, enfin, estimaient que, en dessous d'un certain niveau de revenu, le critère d'équité, c'est-à-dire le souci de garantir un bien-être minimal à toute personne, devait dominer tout critère d'efficacité et le risque de réduire artificiellement le niveau d'emploi (2). Qu'une décision ait été prise, sous la forme de la Prime pour l'emploi qui cherche à desserrer certains pièges possibles de pauvreté, ne signifie pas que le débat soit clos. Un choix a été fait en situation d'information très imparfaite mais il ne fige pas obligatoirement la partie du système redistributif qui concerne les bas revenus. Les solutions alternatives sont encore nombreuses et la question de la forme souhaitable à donner à la garantie de revenu minimum reste ouverte.

La méconnaissance des enjeux de la redistribution vers les bas revenus n'est cependant pas totale et le problème est donc de savoir jusqu'où permet d'aller l'information disponible. Ainsi, si on ne dispose pas de toute la connaissance empirique des comportements d'offre de travail nécessaire pour optimiser un objectif social donné, un certain consensus existe sur quelques caractéristiques de ce comportement, comme par exemple l'intuition que l'offre de travail tend à diminuer avec le taux marginal effectif d'imposition et avec le revenu qui n'est pas lié à l'activité. De même, l'objectif social que l'on cherche à optimiser n'est pas lui-même précisément défini. Mais, là aussi, il est possible de réunir un consensus sur certaines exigences de base : par exemple que la société a de l'aversion pour l'inégalité et la pauvreté mais n'est pas pour autant en faveur d'une imposition confiscatoire. Dans ces conditions, la question est de savoir si ces propriétés minimales suffisent à définir le type de redistribution à mettre en œuvre pour les plus bas revenus ou si elles sont compatibles

avec les formes les plus diverses du système redistributif. En particulier, ces propriétés permettaient-elles de justifier l'ancien dispositif du RMI, avant l'introduction de la Prime pour l'emploi ? Ou, au contraire, valident-elles pleinement la création de la Prime pour l'emploi et sont-elles susceptibles d'imposer certaines contraintes à celle-ci ?

Le cadre théorique de la fiscalité optimale

Le modèle simple de redistribution optimale a été introduit dans la littérature économique il y a presque 30 ans par Mirrlees. Il met parfaitement en lumière les enjeux essentiels de la redistribution, et en particulier les termes de l'opposition entre équité et efficacité (3).

Un modèle simple de redistribution optimale

Les individus d'une population sont caractérisés exclusivement par la productivité potentielle de leur travail w (4). Ils sont, par ailleurs, supposés parfaitement identiques. L'autorité de redistribution n'observe pas la productivité du travail, mais elle en connaît la distribution statistique, de densité $f(w)$, dans la population. Elle n'observe pas non plus l'offre de travail effective T des agents, c'est-à-dire la durée de travail et son intensité. En revanche, elle connaît le revenu total issu de ce travail, $Y = wT$, et fonde la redistribution sur cette seule information. Soit $I(Y)$ l'impôt payé par un individu dont le revenu est Y . Cet impôt est net des transferts reçus et la fonction $I(\cdot)$ représente donc le résultat consolidé de tous les instruments constitutifs du système redistributif, soit tous les impôts et transferts explicitement basés sur le revenu. Dans le cas de la France, ceux-ci incluraient l'impôt sur le revenu, mais aussi le RMI, l'allocation logement, les allocations familiales accordées sous condi-

1. On entend par taux marginal effectif d'imposition le rapport entre la variation du revenu disponible et une variation du revenu du travail, que l'écart entre les deux soit dû à des impôts ou à des transferts accordés sous condition de ressources.

2. Voir Bourguignon et Bureau (1999).

3. Pour un exposé simple et complet de ce modèle voir Atkinson et Stiglitz (1980), en français voir Salanié (1999).

4. Il est courant d'assimiler productivité et taux de salaire et, en même temps, offre de travail et temps de travail. L'offre de travail peut cependant être un concept plus général si l'on y incorpore l'effort, auquel cas productivité et salaire sont deux concepts distincts.

tion de ressources, l'API, etc. La fonction $I(\cdot)$ résume donc les contraintes budgétaires sous lesquelles opèrent les agents. Dans ce qui suit, on la représentera souvent sous la forme de la « courbe de revenu disponible » qui indique le revenu $Y - I(Y)$ dont dispose effectivement un ménage dont le revenu avant impôt et transferts est Y . Toute la question est alors de déterminer la forme optimale de cette courbe de revenu disponible, soit la « redistribution optimale ».

Cette optimisation dépend du comportement d'offre de travail des agents. Formellement, un individu dont la productivité est w et qui est confronté au système redistributif $I(\cdot)$ offre une quantité de travail, notée $T^*[w, I(\cdot)]$ et en tire une satisfaction, ou une « utilité », notée $V[w, I(\cdot)]$. Le système de redistribution optimale, $I^*(\cdot)$, est celui qui maximise le bien-être social, défini comme la somme des valorisations sociales des satisfactions individuelles, $G[V(\cdot)]$, sous la contrainte budgétaire de l'autorité de redistribution. La fonction $G(\cdot)$ représente les préférences sociales en matière de redistribution et joue un rôle clé dans toute l'analyse. On la suppose croissante et concave, sa concavité exprimant l'aversion de la société vis-à-vis de l'inégalité.

L'arbitrage équité/efficacité

Ce formalisme permet de représenter de façon simple mais rigoureuse l'arbitrage équité/efficacité qui fonde tout système redistributif (cf. encadré 1). La concavité de la fonction $G(\cdot)$ implique que le bien-être social marginal décroît avec la satisfaction et donc avec le niveau de productivité individuel. Dans ces conditions, imposer à la marge un individu dont la productivité est élevée et redistribuer le produit de cet impôt à quelqu'un dont la productivité est faible devrait augmenter le bien-être social. La perte de valeur sociale de la première opération est en effet plus que compensée par le gain de la seconde. Cependant, on risque, en procédant ainsi, de réduire l'offre de travail du premier individu – en rendant son travail moins rentable – et donc de diminuer aussi la base imposable, sans qu'il y ait compensation par la variation de l'offre de travail du second. La contrainte budgétaire impose donc une limite à l'augmentation de bien-être social que l'on peut obtenir par la redistribution. Ainsi, la redistribution optimale sera d'autant plus forte que la préférence de l'autorité de redistribution pour l'égalité et/ou

l'inégalité initiale des productivités individuelles seront fortes et que la sensibilité de l'offre de travail des agents à la redistribution sera faible. La première condition revient à dire qu'il existe de grandes différences dans le bien-être social marginal $G'(\cdot)$ des individus, soit parce que la fonction $G(\cdot)$ est très concave, soit parce que la distribution $f(\cdot)$ est très inégale. La seconde condition définit le caractère restrictif de la contrainte budgétaire. Si l'offre de travail était insensible au système redistributif, il n'y aurait pas de limite à la redistribution.

Le principe d'un revenu minimum garanti et l'impôt « négatif »

La solution formelle générale du modèle précédent est complexe. On peut cependant la caractériser de façon intuitive. Supposons que l'on augmente l'impôt payé par un individu de productivité w d'un petit montant dI . Ceci a deux effets. D'une part, tous les individus dont la productivité est supérieure à w vont acquitter l'impôt supplémentaire, tout en compensant partiellement la baisse de leur revenu par une hausse de leur offre de travail, générant ainsi une hausse additionnelle de l'impôt. D'autre part, les individus qui se situent à une productivité égale ou proche de w vont modifier leur offre de travail parce que leur taux marginal d'imposition et donc le revenu marginal de leur travail se trouve modifié. La recette fiscale émanant de ce groupe a donc tendance à diminuer, cette diminution dépendant elle-même du taux marginal initial d'imposition. La condition d'optimalité du système redistributif est que ces deux effets et la redistribution de l'excédent fiscal net dégagé à l'ensemble de la population aient globalement une influence nulle sur le bien-être social. Comme cette condition met en jeu le taux marginal d'imposition, la redistribution optimale se caractérise par la façon dont ce taux doit dépendre de la productivité des individus.

L'équation (3) de l'encadré 1 illustre le raisonnement précédent dans le cas où la fonction d'utilité sociale est rawlsienne et s'intéresse donc au sort des plus défavorisés, c'est-à-dire ceux dont la productivité est nulle et dont le revenu après redistribution est donné par $-I(0)$, montant qui doit évidemment être positif. Le problème est alors de maximiser ce revenu en maximisant la recette fiscale sur les agents dont la productivité est positive.

Encadré 1

LA FORMALISATION DE LA REDISTRIBUTION OPTIMALE

Soit $f(w)$ la densité de la distribution de la population par rapport à la productivité du travail, w , définie sur le support $[0, A]$, $T^*[w, I(\cdot)]$ l'offre de travail d'un individu de productivité w confronté à la fonction d'imposition nette $I(\cdot)$, et $V[w, I(\cdot)]$ le niveau correspondant de satisfaction. Finalement, soit $G(V)$ la valorisation sociale de la satisfaction individuelle V . On fait l'hypothèse que $T^*(\cdot)$ et $V(\cdot)$ sont des fonctions croissantes de w .

La fonction optimale d'imposition nette, $I(\cdot)$ est celle qui maximise le bien-être social donné par :

$$S[I(\cdot)] = \int_0^A G\{V[w, I(\cdot)]\} f(w) \cdot dw \quad (1)$$

sous la contrainte que l'impôt total net recouvré soit égal à un montant pré-déterminé B :

$$\int_0^A I\{w, T^*[w, I(\cdot)]\} \cdot f(w) \cdot dw \geq B \quad (2)$$

Le cas où B est nul est celui de la redistribution pure. Les impôts prélevés sur les uns servent à financer les transferts aux autres.

Une fonction de bien-être social « rawlsienne »

Un cas simple est celui où la fonction $G(V)$ est de la forme $G(V) = V^\gamma/\gamma$ et où γ tend vers l'infini. Cette fonction de bien-être social, dite « rawlsienne », privilégie les plus défavorisés, c'est-à-dire les individus dont la productivité est la plus faible. Lorsque l'élasticité-revenu de l'offre de travail est nulle, la solution du problème précédent est alors donnée par :

$$\frac{t(w)}{1-t(w)} = k \cdot \left(1 + \frac{1}{\epsilon}\right) \cdot \frac{1-F(w)}{w \cdot f(w)} \quad (3)$$

où $t(w)$ est le taux marginal d'imposition optimale au niveau de productivité w , k une constante, ϵ l'élasticité de l'offre de travail $T^*(\cdot)$ par rapport à la productivité w et $F(w)$ la fonction cumulative de $f(\cdot)$. Une présentation intuitive de cette équation est donnée par Piketty (1997).

Dans le cas non rawlsien, le membre de droite de l'expression précédente doit être multiplié par un terme égal à l'écart entre le bien-être social marginal dans l'ensemble de la population et le bien-être social marginal des individus dont la productivité est supérieure à w .

On pourrait aussi paramétrer le taux marginal par le revenu du travail plutôt que par le niveau de productivité. L'analyse est cependant plus simple avec cette dernière spécification.

Productivités inférées et calibrage du modèle

Le modèle d'offre de travail est supposé dérivé de préférences « quasi linéaires » entre travail et consommation. Il est donné par :

$$T^*[w, I(\cdot)] = a \cdot w^\epsilon \cdot (1-I^o)^\epsilon$$

où a est une constante et I^o le taux marginal effectif d'imposition dans le système redistributif en vigueur en 1994. L'élasticité de l'offre de travail par rapport à la productivité du travail, nette de l'impôt marginal effectif, est donc supposée constante, au niveau ϵ .

Le revenu brut du travail d'un ménage est alors donné par :

$$Y = a \cdot w^{1+\epsilon} \cdot (1-I^o)^\epsilon$$

Il s'ensuit qu'une estimation de la productivité w peut être inférée à partir de l'observation du revenu brut du travail Y , du taux marginal effectif d'imposition dans le système en vigueur I^o , et d'une hypothèse sur la valeur de l'élasticité de l'offre de travail. Cette « productivité implicite » s'écrit simplement :

$$w = (1-I^o)^{-\epsilon/(1+\epsilon)} (Y/a)^{1/(1+\epsilon)} \quad (4)$$

C'est à ce stade que la redistribution optimale fait apparaître le principe du RMI. Dans le cas général, si la fonction d'utilité sociale accorde un poids relatif suffisant aux agents dont la productivité est la plus faible, alors, à l'optimum, $I(\cdot)$ est négatif en dessous d'un certain niveau de productivité et le montant $-I(0)$ constitue un « revenu minimum garanti ». Si la productivité d'un individu est nulle, l'optimalité du système de redistribution requiert de lui transférer $-I(0)$. Si sa productivité est plus élevée, alors son travail peut lui rapporter un revenu positif, mais la redistribution optimale peut toujours requérir un transfert positif, ou de façon équivalente le paiement d'un « impôt négatif ». Bien entendu, cet « impôt négatif » n'a pas de raison d'apparaître comme un instrument indépendant du système redistributif. Il peut résulter simplement de la superposition d'impôts et de transferts, ces derniers étant dominants.

Le cas d'un individu de productivité nulle est assez extrême et le résultat précédent peut paraître trivial. Si l'on assimile une productivité nulle à un handicap, le raisonnement proposé justifierait en effet plus l'allocation aux adultes handicapés que le RMI. Mais il est assez facile de généraliser l'analyse qui précède au cas où la productivité minimale serait strictement positive, plutôt que nulle.

Le modèle de redistribution optimale justifie donc que le système redistributif fonctionne comme une combinaison de transferts forfaitaires, de transferts basés sur des conditions de ressources et d'un impôt sur le revenu proprement dit – y compris éventuellement un impôt strictement proportionnel comme la CSG. Il conduit cependant à considérer l'ensemble du système redistributif de façon consolidée. Cela étant, il y a clairement plus dans le dispositif du RMI que cette propriété d'effectuer un transfert positif net en faveur des individus dont le revenu brut du travail est faible ou nul. Une autre caractéristique du RMI est qu'il est accordé sous condition de ressources. Dans le long terme, il garantit donc un revenu minimum, mais en même temps *pas plus* que ce revenu. Au-delà de la période dite d'intéressement, tout revenu qu'un bénéficiaire du RMI peut tirer de son travail est défalqué du versement du RMI, de telle sorte que son revenu disponible reste le même. Dans le cadre consolidé qui est celui du modèle de redistribution optimale, le RMI correspond donc non seulement à un impôt $I(0)$ initialement négatif, mais aussi

à un taux marginal d'imposition égal à 100 %, ou proche de cette valeur, pour des revenus du travail inférieurs à $-I(0)$. Justifier un tel dispositif par un argument de redistribution optimale demande, par conséquent, de montrer non seulement que le transfert initial $-I(0)$ issu des équations précédentes doit être au niveau observé du RMI mais aussi que les taux marginaux effectifs d'imposition sont initialement élevés puis décroissants avec les revenus du travail ou la productivité.

En s'en tenant à l'exemple simple donné ci-dessus, on voit que toutes les formes de la courbe optimale de taux marginal sont possibles. Si la distribution des productivités $f(w)$ est parétienne (la densité décroît continûment avec une forme hyperbolique) pour les plus basses productivités alors le terme de droite de l'expression (3) est constant et la courbe optimale de taux marginaux est horizontale. En revanche, si la distribution est log-normale (courbe en cloche largement asymétrique à droite), la courbe de taux marginaux est nécessairement décroissante pour les productivités inférieures à la moyenne. La question posée est donc essentiellement empirique. Dispose-t-on de suffisamment d'informations sur la distribution des productivités, sur les comportements d'offre de travail et sur les préférences sociales révélées de l'autorité de redistribution pour pouvoir déterminer sans ambiguïté la forme de la redistribution optimale pour les bas revenus ?

Une redistribution optimale pour les bas revenus

L'application du modèle de redistribution optimale que l'on se propose d'étudier est basée sur un ensemble d'hypothèses et sur un choix de paramètres présentés dans l'encadré 2 (5).

Distribution des productivités du travail et distribution des revenus du travail

Le graphique I présente les éléments et le résultat de l'opération qui consiste à inférer les productivités (w) à partir des revenus bruts du travail observés dans l'enquête *Budget de Famille* 1994 pour obtenir les productivités

5. Une discussion plus approfondie du cadre d'hypothèse décrit ci-dessus est donné dans Bourguignon et Spadaro (2000).

implicites. Le point de départ est la distribution des revenus du travail. En accord avec les principes décrits dans l'encadré 2, la courbe correspondante est tronquée à gauche en dessous d'un niveau de revenu un peu supérieur au RMI. On a en effet affecté aléatoirement aux observations inférieures à cette valeur soit un revenu du travail nul, soit un revenu supérieur au seuil en dessous duquel le modèle d'offre de travail impliquait l'inactivité du ménage. La proportion de ménages dont le revenu est nul est égal à la proportion de bénéficiaires du RMI dans la population, soit 4,3 %. Le second élément est constitué par les taux marginaux effectifs d'imposition des ménages dans le système actuel. Ceux-ci ont été obtenus à partir du modèle de micro-simulation *Euromod* appliqué aux ménages

de l'échantillon (6). Après lissage par une technique de Kernel (7), on obtient la courbe des taux marginaux représentée sur le graphique I. On retrouve la courbe en U discutée dans d'autres travaux en supposant que les taux marginaux associés à tout revenu en dessous du RMI sont égaux à 100 %. Le mélange de ménages dont la composition est différente tend cependant à masquer la forme réelle des

6. Sur le modèle *Euromod*, voir Sutherland et al (2000). Les calculs rapportés ici ont été effectués sur un modèle prototype.
7. Cette technique généralise la moyenne mobile sur les observations classées par ordre de revenu ou de productivité. Il s'agit en fait d'une moyenne pondérée sur l'ensemble des observations, le poids donné à chaque observation étant fonction de la distance qui sépare le revenu observé et le revenu auquel on veut évaluer le taux marginal. On obtient ainsi une courbe continue. La fonction utilisée ici pour les poids est gaussienne.

Encadré 2

LES HYPOTHÈSES ET LES PARAMÈTRES

a) L'unité statistique est le ménage. Pour éliminer partiellement les problèmes liés aux différences de taille, revenu et productivité sont rapportés au nombre d'individus actifs et potentiellement actifs (non-étudiants entre 18 et 60 ans) dans le ménage. L'hétérogénéité due au nombre d'enfants est ignorée. Les données proviennent de l'enquête *Budget de Famille* 1994. Pour être cohérent avec le cadre d'analyse retenu, seuls les ménages en âge actif dont la presque totalité (plus de 90 %) du revenu provient du travail ont été conservés, soit un peu moins de 6 000 ménages.

b) Une forme fonctionnelle *a priori* est retenue pour l'offre de travail qui a la propriété de conduire à une élasticité constante ϵ de l'offre de travail par rapport à la productivité w nette du taux marginal effectif d'imposition. Cette propriété permet également d'inférer simplement la productivité de travail d'un individu, ou d'un « ménage », à partir du revenu observé de son travail. Cette façon de procéder plutôt que d'approximer les productivités du travail par les salaires horaires observés est guidée par deux raisons. D'une part, la nécessité de travailler sur des ménages rend délicat l'identification d'un salaire moyen, notamment dans le cas où l'un des membres du ménage est inactif. D'autre part, il n'est pas garanti que le nombre d'heures de travail soit la seule dimension de l'offre de travail. L'effort peut être tout aussi important.

c) Les deux problèmes d'identification précédents rendent également difficile l'estimation d'une élasticité de l'offre de travail. D'où la décision d'utiliser des valeurs arbitraires pour ϵ . L'élasticité constante de l'offre de travail est supposée égale 0,5 dans les calculs de référence, chiffre qui est l'ordre de grandeur moyen des estimations économétriques disponibles.

d) Le taux marginal effectif d'imposition des bénéficiaires du RMI est supposé de 100 %, ce qui rend leur

offre de travail théorique nulle. Ceci a deux implications : (i) la productivité d'un bénéficiaire du RMI ne peut pas être identifiée ; (ii) un ménage touchant le RMI et disposant d'un certain revenu d'activité est théoriquement irrationnel. Le problème (ii) est résolu en supposant que des erreurs de mesure gênent l'observation. Des erreurs sont alors tirées au sort dans une loi spécifiée *a priori* qui permettent de renvoyer les bénéficiaires actifs du RMI vers le cas d'un revenu nul ou vers une sortie du RMI. Le problème (i) est résolu en supposant une distribution arbitraire des productivités qui se raccorde de façon lisse à la distribution observée des productivités au-dessus du seuil de passage au RMI.

e) La fonction de bien-être social est l'une des plus simples que l'on puisse imaginer, mais elle moins restrictive que la fonction rawlsienne (cf. encadré 1). La valorisation sociale est supposée proportionnelle à la satisfaction individuelle, mais le coefficient de proportionnalité n'est pas le même pour le bas et le haut de la distribution. Plus précisément, un poids plus élevé est utilisé pour les 20 % les plus pauvres (1). Ce poids relatif est calibré de sorte que le revenu minimum garanti optimal - $I(0)$ est de l'ordre du RMI actuel. Autrement dit, on suppose que les minima sociaux en vigueur sont en accord avec les préférences sociales en matière de redistribution. En revanche, les autres composantes du système redistributif sont considérées comme *a priori* sous-optimales. Avec une telle fonction de bien-être social, la formule (3) donnant le taux marginal doit être légèrement modifiée pour les individus des deux premiers déciles (2).

1. Formellement, la fonction $G(V)$ s'écrit $P_{20} \cdot V$ ou $P_{20} \cdot V$, où P_{20} et P_{80} sont des constantes positives, selon que l'individu considéré est dans les deux premiers déciles ou dans les huit déciles supérieurs de la distribution des productivités.

2. Un terme en $F/(1-F)$ doit alors multiplier le membre de droite. Voir Bourguignon et Spadaro (2000).

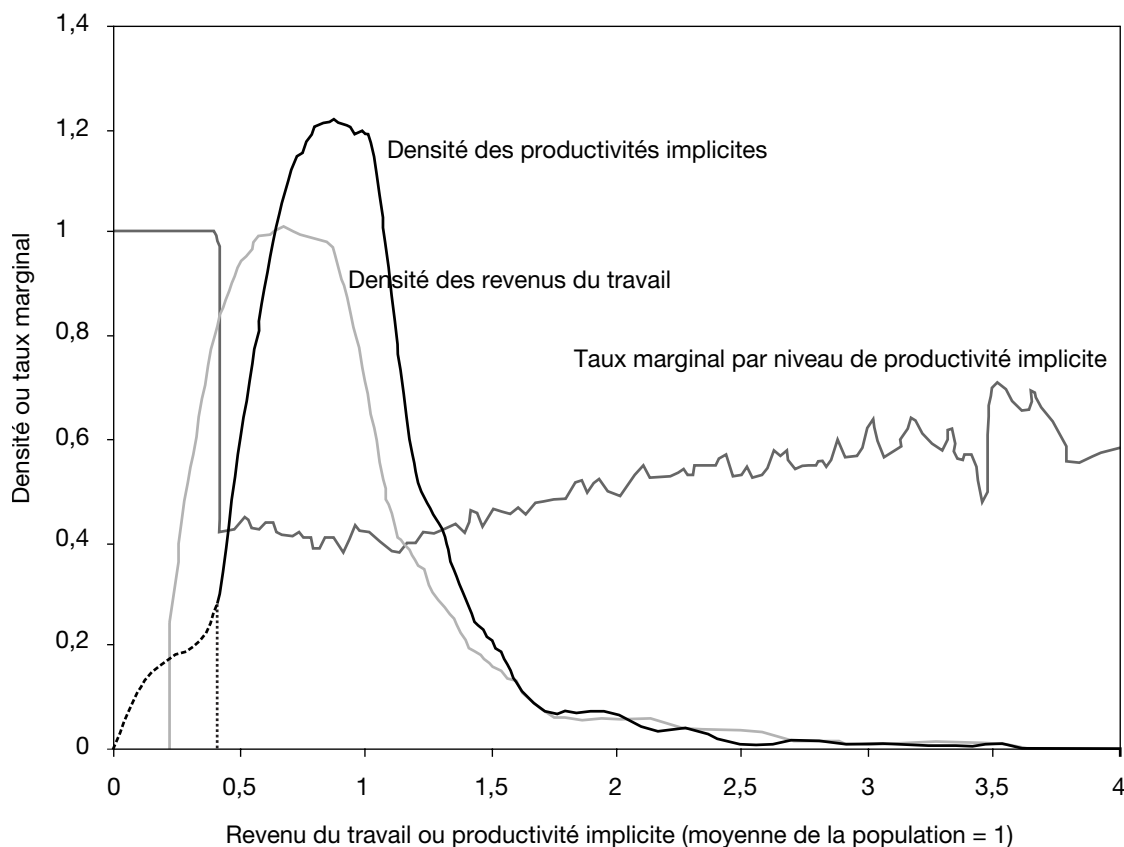
courbes de taux marginaux, comme on peut le voir en comparant la courbe agrégée du graphique I aux courbes qui apparaissent sur le graphique II pour des ménages de composition démographique homogène. Par ailleurs, les taux marginaux sont définis sur les revenus bruts du travail et incorporent les cotisations sociales à la charge des employés. Finalement, la courbe en trait gras sur le graphique I représente la distribution des productivités qui conduiraient aux revenus observés si le comportement d'offre était celui que l'on s'est imposé (cf. encadré 1). Elle diffère sensiblement de la distribution des revenus du travail. Le passage de la productivité au revenu tend à amplifier les inégalités parce que l'offre de travail croît avec la productivité. La prise en compte des taux marginaux d'imposition renforce cette tendance, car les taux marginaux sont croissants pour les hauts et moyens revenus. Une deuxième différence avec la distribution des revenus bruts est que la distribution

des productivités les plus élevées – centile supérieur – a été approchée par une distribution parétienne. Ceci se justifie par l'absence d'un nombre suffisant d'observations dans cette zone de la distribution pour estimer de façon satisfaisante la densité de la distribution. Finalement, on observe la même troncature de la courbe des productivités que pour les revenus du travail. Elle a lieu plus haut du fait de la procédure d'inversion.

La fonction de densité pour les plus basses productivités n'est pas observée puisque les individus correspondants sont inactifs. On fait l'hypothèse que cette fonction peut être approximée par un polynôme s'annulant en zéro et se raccordant à la fonction de densité estimée des productivités, avec la même pente, au point de troncature du graphique I. C'est la courbe en pointillé sur le graphique III. Elle apparaît avec plus de détail comme « scénario de référence » sur le graphique V.

Graphique I

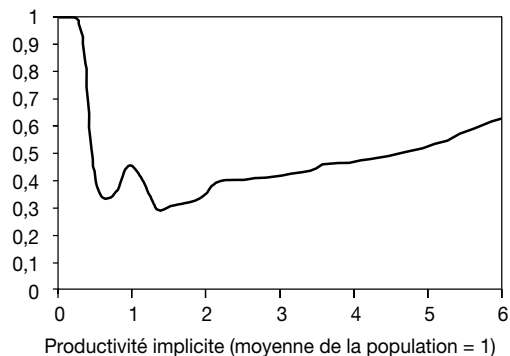
Taux marginal effectif d'imposition et densité de la distribution des revenus du travail (par actif potentiel) des ménages et des productivités implicites dérivées (Kernel gaussien)



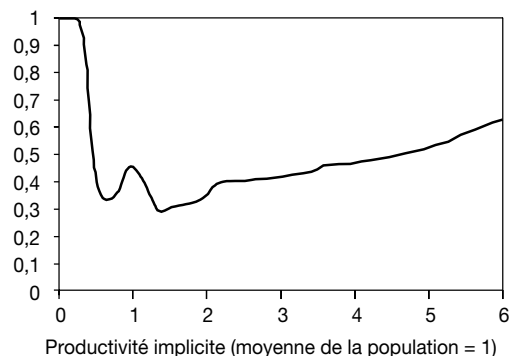
Source : calculs effectués à partir de l'enquête Budget de Famille, 1994, et Euromod.

Graphique II
Taux marginal effectif d'imposition (sur revenu brut) par niveau de productivité implicite (Kernel Gaussien)

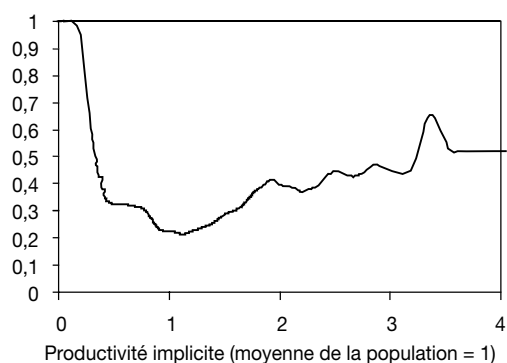
A - Un Actif



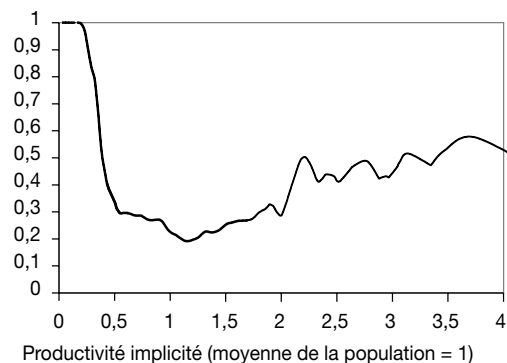
B - Couples



C - Couples + 1

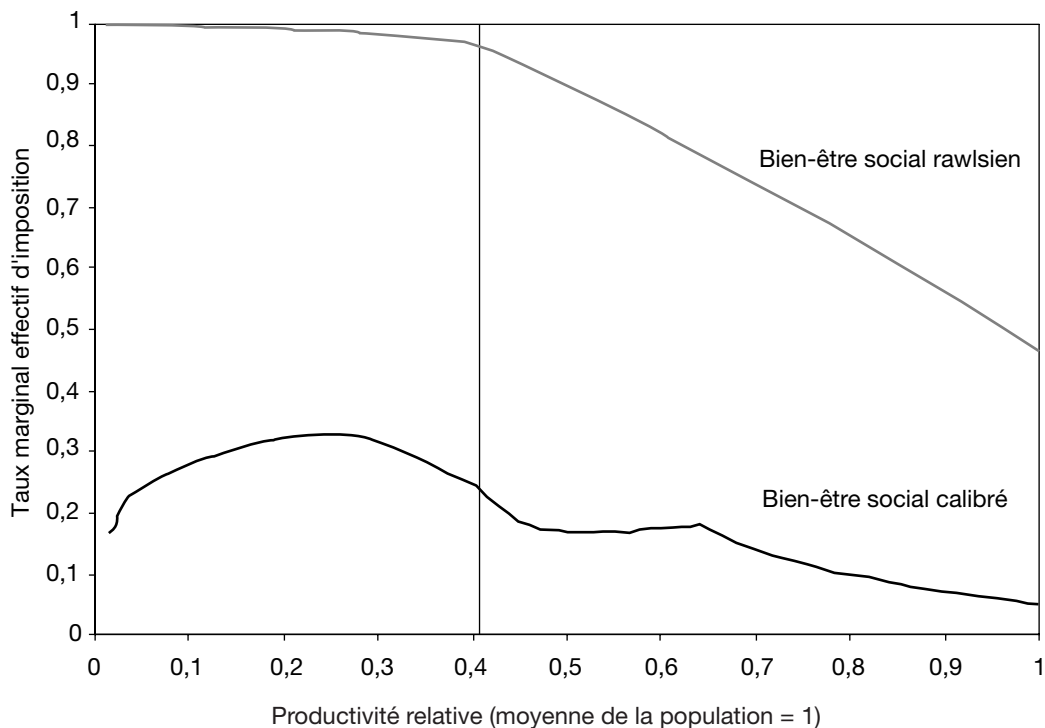


D - Couples + 2



Source : calculs effectués à partir de l'enquête Budget de Famille, 1994, et Euromod.

Graphique III
Taux marginaux effectifs d'imposition optimaux avec deux fonctions distinctes de bien-être social



Source : calculs effectués à partir de l'enquête Budget de Famille, 1994, et Euromod.

Deux fonctions de bien-être social

Les taux marginaux optimaux associés à cette distribution des productivités sont représentés sur le graphique III (8). Deux courbes apparaissent sur ce graphique. La courbe supérieure correspond aux taux marginaux qui seraient optimaux si la fonction de bien-être social était de type rawlsien, c'est-à-dire ici maximisant la satisfaction moyenne des plus pauvres, soit pratiquement le revenu minimum garanti - $I(0)$. La courbe inférieure est celle qui résulte du jeu d'hypothèses retenu, c'est-à-dire une fonction de bien-être social qui pondère de façon différente les deux déciles du bas et les huit déciles du haut, et « calibrée » de façon à ce que le revenu garanti - $I(0)$ soit égal au RMI actuel. On s'y référera par la suite comme au bien-être social « calibré ». Par ailleurs, on restreindra l'analyse de ces courbes aux seuls bas revenus (9).

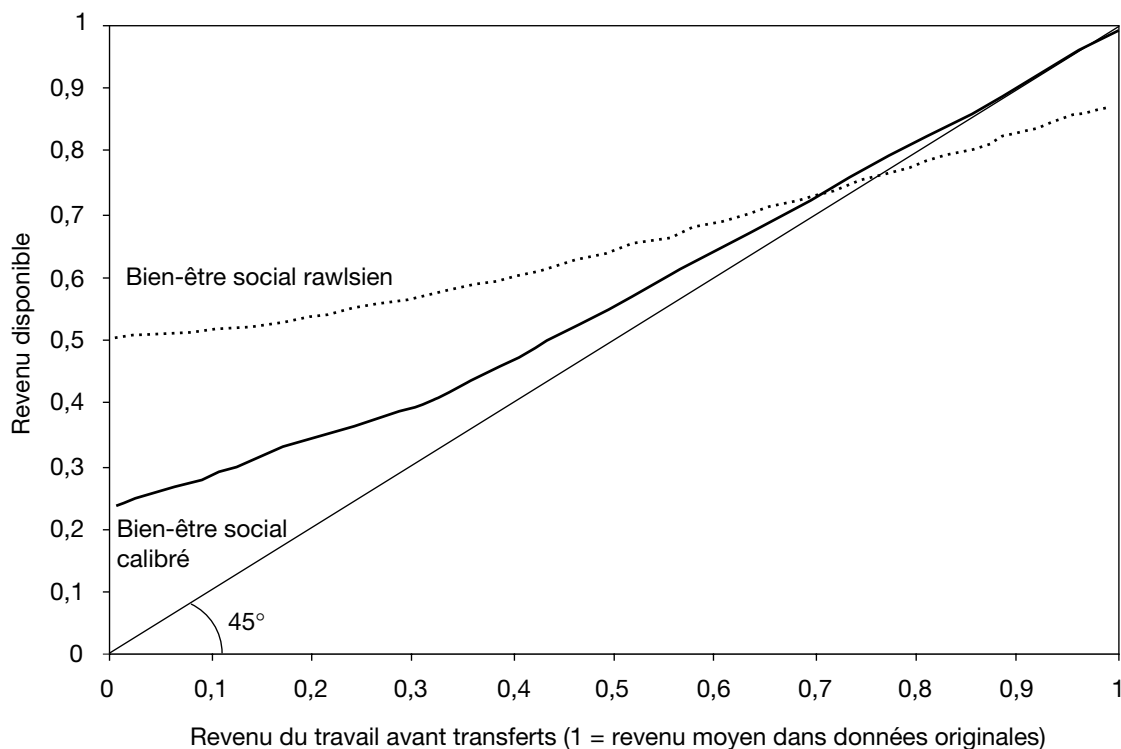
La différence entre les deux courbes est assez frappante. Avec le critère rawlsien les ménages dont la productivité est la plus faible se voient transférer forfaitairement un montant - $I(0)$ égal à 46 % du revenu moyen initial du travail

dans l'ensemble de la population, soit environ le double du RMI actuel. En même temps, ils sont confrontés à un taux marginal effectif d'imposition de pratiquement 100 %. Leur revenu et leur satisfaction augmente donc très lentement en fonction de leur offre de travail, et celle-ci s'accroît très lentement avec le niveau de productivité. La courbe de revenu disponible qu'impliquent ces taux marginaux est représentée sur le graphique IV. Le prélèvement optimal $I(\cdot)$ correspond à l'écart entre cette courbe et la bissectrice dans le plan revenu brut/revenu disponible. La courbe de revenu disponible est pratiquement horizontale pour les plus bas revenus, comme c'est effectivement le cas pour le dispositif du RMI lorsque l'on ignore la période d'intéressement ou qu'on en diminue l'importance en considérant qu'elle est limitée dans le temps.

8. Leur définition diffère de celle utilisée précédemment car le calcul d'optimisation est effectué dans un cadre strictement redistributif ($B = 0$). Les taux calculés n'incluent donc pas les cotisations sociales.

9. La partie supérieure a fait l'objet de discussions dans Salanié (1999), d'Autume (2000), Bourguignon et Spadaro (2000).

Graphique IV
Courbes de revenu disponible avec bien-être Rawlsien et bien-être calibré



Source : calculs effectués à partir de l'enquête Budget de Famille, 1994, et Euromod.

Les taux marginaux obtenus avec la fonction de bien-être social « calibré » sont assez différents. La courbe de taux marginal est décalée vers le bas, et le taux marginal effectif est ramené à un niveau qui oscille entre 20 et 30 % pour les bas revenus. La pente de la courbe de revenu disponible sur le graphique IV augmente d'autant. Le dispositif décrit par ces courbes n'est plus équivalent à ce qu'implique la logique du seul RMI dans le système redistributif français. En revanche, il est proche de ce qu'impliquerait l'adjonction de la prime pour l'emploi si celle-ci n'était pas assortie d'une contrainte d'offre minimale de travail.

Les différences de taux marginaux entre les courbes apparaissant sur le graphique III sont assez facile à comprendre. Avec le critère rawlsien qui porte exclusivement sur les plus défavorisés, l'objectif social est de maximiser le revenu garanti - $I(0)$. De façon équivalente, il faut obtenir le maximum de recette fiscale de la part du reste de la population en prenant garde au fait qu'une fiscalité marginale trop forte découragerait l'offre de travail et diminuerait cette recette. À la marge, il est dans l'intérêt de la collectivité de taxer au maximum les individus qui ont la productivité la plus basse. D'une part, on ne perd pas grand chose lorsque ceux-ci diminuent leur offre de travail. D'autre part, ceux qui ont une productivité supérieure voit leur charge d'impôt augmenter mais cette modification ne modifie pas le revenu marginal de leur travail et est donc sans effet sur l'offre de travail. On conçoit donc qu'il est effectivement optimal de taxer marginalement au niveau le plus élevé les individus dont la productivité est la plus faible. C'est ce raisonnement qui explique le taux marginal proche de 100 % sur la courbe supérieure du graphique III et l'allure horizontale de la courbe correspondante de revenu disponible sur le graphique IV. En d'autres termes, la recherche du revenu minimum garanti le plus élevé - $I(0)$ est ce qui cause des taux marginaux initialement proches de 100 % et donc la confiscation de tout revenu supplémentaire de l'activité des moins productifs. De fait, ce revenu minimum dans le cas rawlsien est le double du RMI. En même temps, la baisse de l'offre totale de travail qu'entraînent des taux aussi élevés est assez considérable. Avec cette fonction de bien-être social, le revenu brut moyen est inférieur de 29 % à ce qu'il est avec la seconde fonction retenue.

Avec la fonction de bien-être social calibré, l'autorité redistributive tient compte du bien-être de l'ensemble de la population mais privilégie les 20 % les plus pauvres par rapport aux autres. Les coefficients sont calibrés de telle sorte que le revenu minimum garanti soit égal au RMI. Le montant à prélever pour aboutir à cet objectif est beaucoup plus faible et il n'est plus nécessaire d'imposer les moins productifs à un taux marginal proche de 100 %. Les taux marginaux plafonnent légèrement au-dessus de 30 % et la contrainte budgétaire retrouve donc une pente positive pour les plus bas revenus.

L'aversion de la société pour l'inégalité et l'élasticité de l'offre de travail

Ces deux exemples simples de redistribution optimale à partir de deux fonctions très différentes de bien-être social mettent très directement en évidence la question des bas revenus. Le revenu minimum que la société veut garantir aux personnes dont la productivité est la plus basse est fonction de sa volonté de redistribution ou, de façon équivalente, de son aversion pour l'inégalité ou la pauvreté relative. Quant aux taux marginaux dans la zone des bas revenus, ils dépendent des mêmes paramètres. Ils sont donc d'autant plus forts que l'aversion à l'inégalité est grande et le revenu minimum est élevé. Dans ce cadre, un dispositif tel que le RMI et la courbe très plate de revenu disponible qu'il implique semble relever d'une aversion forte pour l'inégalité. Avec les coefficients retenus pour le bien-être social calibré, jugés plus raisonnables car conduisant à un revenu minimum égal au RMI, les taux marginaux qu'imposent ce dispositif apparaissent cependant contradictoires. Seul un montant beaucoup plus élevé du RMI lui-même semblerait justifier une courbe de revenu disponible aussi plate.

Le raisonnement qui précède est en fait un exercice de statique comparative dans lequel on fait seulement varier la fonction de bien-être social. La conclusion peut-elle être remise en question en modifiant d'autres paramètres du modèle de départ ?

L'élasticité de l'offre de travail joue un rôle primordial sur les taux marginaux d'imposition optimaux. Il a été supposé jusqu'à présent que celle-ci était constante pour l'ensemble de

la population, ce qui est effectivement l'hypothèse la plus simple. Pour qu'elle puisse remettre en question les formes obtenues pour les courbes optimales de taux marginaux, il faut supposer qu'elle change avec le niveau de productivité. Ainsi, si l'on suppose que l'élasticité est proche de zéro pour les productivités les plus basses, alors la forme de la contrainte budgétaire optimale pourrait être celle qui correspond au dispositif du RMI actuel, même si l'on se place dans le cas de la fonction de bien-être social « calibrée » considérée ci-dessus. En faisant abstraction des autres déterminants de la redistribution optimale, une justification du dispositif actuel du RMI serait donc que l'élasticité salaire de l'offre de travail est proche de zéro pour les individus dont la productivité est la plus basse. Mais pourquoi faire une hypothèse aussi extrême ? Pourquoi penser que, s'ils étaient actifs, les individus de faible productivité n'ajusteraient pas leur activité à des variations de leur taux de salaire ou le feraient dans une proportion fondamentalement différente de personnes dont la productivité est supérieure ? D'autant plus que, dans la mesure où le dispositif en place rend inactif les individus ou ménages en dessous d'un certain niveau de productivité, il n'y a pas vraiment moyen de trancher cette question de façon empirique.

Il reste que même si on la suppose constante, l'élasticité de l'offre de travail peut être différente de celle qui sous-tend les calculs précédents. Dans des travaux précédents, on a expérimenté de façon systématique avec une élasticité moyenne – la valeur 0,5 retenue ici – et une élasticité basse – une valeur de 0,1. Toutes choses égales par ailleurs, une plus faible élasticité conduit à des taux marginaux optimaux plus élevés, rapprochant donc la redistribution optimale de celle qu'implique le dispositif du RMI. Dans le présent cadre d'analyse, cela a lieu pour deux raisons. En premier lieu, le coût de la redistribution en termes d'incitation est plus faible. En second lieu, et en vertu d'un raisonnement tenu précédemment, la distribution des productivités implicites compatibles avec la distribution observée des revenus du travail est plus inégalitaire. En revanche, si l'on continue de calibrer la fonction d'utilité sociale de telle sorte que le revenu minimum garanti, $-I(0)$, soit égal au montant actuel du RMI, alors la redistribution optimale continue de conduire à des taux marginaux de l'ordre de 20 à 30 % dans la partie basse de la distribution des productivités.

La forme de la distribution des productivités

Reste à présent à examiner l'influence de la forme de la distribution des productivités. La partie basse de cette distribution n'est pas observée. On a indiqué plus haut les hypothèses arbitraires qui ont été faites sur cette distribution afin de pouvoir appliquer les formules de redistribution optimale. Dans quelle mesure ces hypothèses sont-elles responsables des résultats obtenus ?

Selon l'hypothèse de référence qui se trouve derrière les résultats indiqués précédemment, la fonction cumulative de la distribution des productivités implicites sur l'intervalle $[0, w^*]$ où elle n'est pas observée est un polynôme d'ordre 4 qui s'annule en 0 et se raccorde de façon lisse avec la distribution observée en w^* . En ce point, la fonction cumulative est égale à la proportion de la population supposée inactive du fait du dispositif du RMI, soit un peu plus de 4 % de la population des ménages.

Le graphique V présente trois scénarios alternatifs. Selon le premier scénario, la densité n'est pas nulle à l'origine. La courbe correspondante a une forme en U (courbe I). En d'autres termes, les basses productivités sont supposées se concentrer, d'une part, au voisinage de zéro, et, d'autre part, au voisinage du seuil critique de productivité w^* au-delà duquel les individus sont actifs. Le second scénario alternatif (courbe II) suppose, au contraire, que les productivités sont bornées inférieurement et donc que les individus à basse productivité se concentrent dans une zone qui se situe juste au-dessous de la productivité critique. La borne inférieure retenue pour la courbe II est environ la moitié de ce niveau de productivité. La densité devient nulle en ce point. La courbe III est construite selon le même principe mais, comme la courbe I, elle représente une sorte de polarisation de la population à basse productivité au voisinage de la borne inférieure $w^*/2$, et à celui de la borne supérieure w^* , de l'intervalle considéré.

Ces trois scénarios alternatifs conduisent à des résultats radicalement différents pour la redistribution optimale (cf. graphique VI). Supposer une densité en U (courbe I), plutôt que croissante de façon monotone à partir de l'origine conduit à une hausse drastique du taux marginal d'imposition optimal, qui plafonne à présent au niveau de 80 %, soit l'ordre de grandeur

envisagé précédemment avec la fonction rawlsienne de bien-être social. Que la courbe de taux marginal ne soit pas plate, comme c'était le cas avec cette fonction de bien-être social, est sans importance. Le fait que l'on puisse déplacer l'ensemble de la courbe de taux marginaux vers le haut en creusant la courbure de la densité suffit à montrer qu'une courbe de revenu disponible localement plate, comme celle qu'implique le dispositif actuel du RMI peut être obtenue de façon optimale si les individus dont la productivité est basse tendent à se concentrer vers l'origine. Par rapport à la situation de référence, l'intuition est simple. Déplacer des individus du milieu de l'intervalle $[0, w^*]$ vers ses extrémités rend une fiscalité marginale à un taux élevé moins coûteuse dans la première moitié de l'intervalle. Il y a plus de gens pour lesquels la fiscalité marginale est sans coût car leur productivité est proche de zéro, et il y a évidemment moins de gens au milieu de l'intervalle, là où le coût de la désincentation au travail est plus élevée.

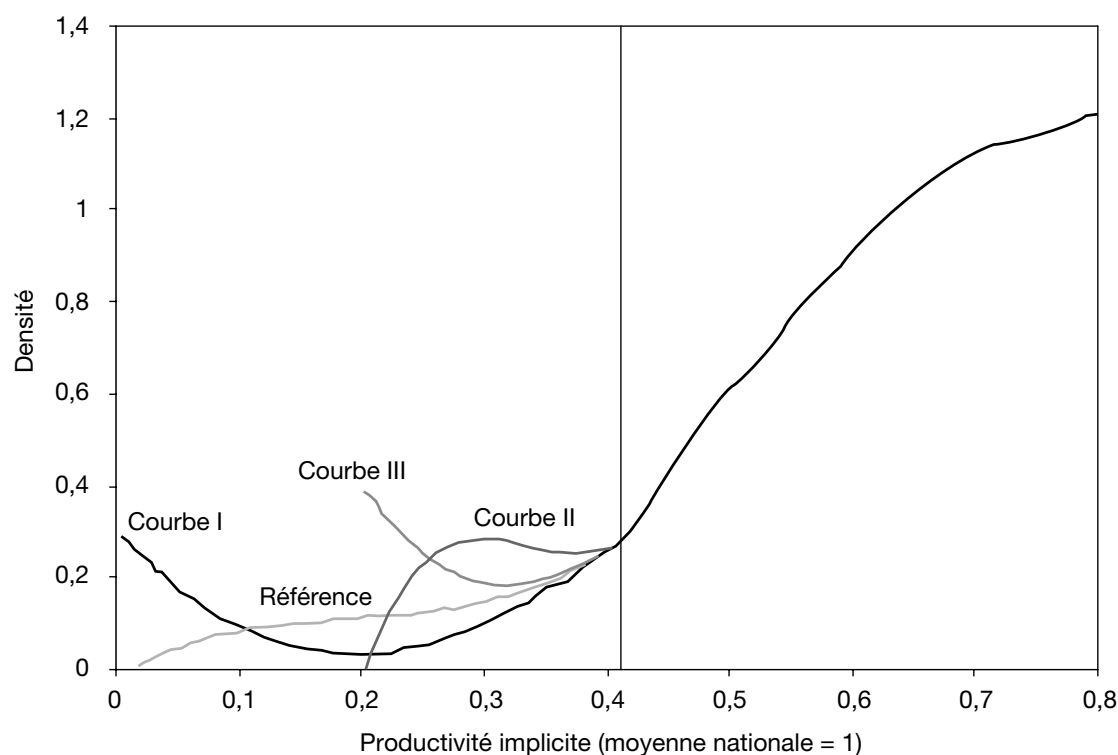
Supposer que les productivités sont bornées inférieurement renverse complètement le rai-

sonnement précédent. Le taux marginal optimal est maintenant nul au voisinage de cette borne, puis il croît de façon monotone jusqu'à ce que l'on atteigne le taux optimal correspondant au seuil critique w^* , où le système actuellement en vigueur rend l'activité avantageuse. À l'opposé de ce qui se passait lorsque la borne inférieure de l'intervalle de variation des productivités était à zéro, il n'y a plus de différence entre une densité croissant à partir de zéro (courbe II) et une courbe en U (courbe III) (10).

C'est de façon délibérée que l'on a ignoré la courbe de taux marginaux au-dessus du seuil critique de productivité w^* . De fait, il est supposé sur les graphiques V et VI que la densité ou les taux marginaux optimaux ne se modifient pas pour ces productivités lorsque l'on passe d'un scénario à un autre. Ceci n'est pas

10. Le fait que les taux marginaux optimaux soient croissants en présence d'une borne inférieure non nulle des productivités est l'un des rares résultats généraux de la théorie de la fiscalité optimale. Voir Seade (1977) et Ebert (1993).

Graphique V
Formes alternatives de la distribution des basses productivités



Source : calculs effectués à partir de l'enquête Budget de Famille, 1994, et Euromod.

tout à fait exact. D'une part, les changements envisagés modifient la productivité moyenne et devraient par conséquent modifier les courbes du graphique V. D'autre part, les changements de densité et de fiscalité optimale doivent modifier la recette nette de l'impôt, et par conséquent le transfert forfaitaire - $I(0)$. Pratiquement, cependant, ces changements affectent peu d'individus et des individus dont la productivité est faible. Les répercussions au niveau agrégé sont donc très limitées.

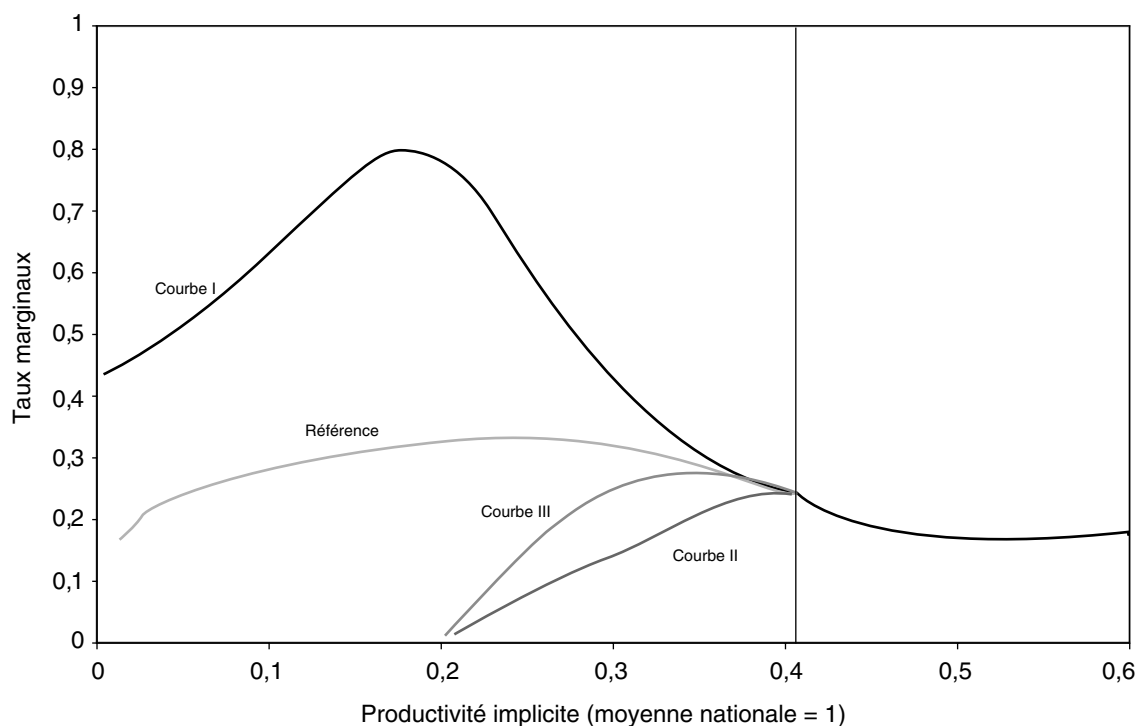
Si l'on s'en tient à ces trois scénarios type, le dispositif actuel du RMI avec ses taux marginaux effectifs élevés d'imposition ne paraît se justifier que par une polarisation des individus de basse productivité entre d'une part une productivité presque nulle et d'autre part le voisinage du seuil critique de productivité séparant l'activité de l'inactivité dans le système actuel. Reste donc à savoir si ce scénario est plus probable qu'un autre. Si l'on assimile productivité nulle ou proche de zéro et handicap, comme on l'a fait précédemment, et si l'on suppose logiquement que l'assistance aux handicapés est prise en compte par une partie du système d'assistance sociale extérieure à l'assu-

rance des revenus du travail, alors l'idée d'une borne inférieure strictement positive sur les productivités semble plutôt convaincante. En d'autres termes, si les handicaps sont déjà couverts par des mécanismes d'indemnisation du type allocation aux adultes handicapés et assurance contre les accidents du travail, pourquoi faudrait-il doubler ces dispositifs par le RMI ? À moins que, bien entendu, les handicaps soient mal observés. De fait, on sait qu'environ un tiers des bénéficiaires du RMI déclarent avoir des problèmes de santé, et un peu moins de 20 % d'entre eux de façon permanente (11). Dans cette perspective, le dispositif du RMI apparaîtrait alors partiellement comme une façon de couvrir certains handicaps mal observés et non couverts par la branche correspondante de l'assurance sociale.

En résumé, dans quelle mesure l'application directe de la théorie de la redistribution optimale justifie-t-elle un dispositif tel que le RMI

11. Voir Afsa (1999, p. 18). S'ajoute à ces situations le cas d'un handicap de nature psychologique, non observable et ne tombant donc pas sous le coup des instruments existants de secours aux handicapés.

Graphique VI
Taux marginaux optimaux selon la distribution des basses productivités



Source : calculs effectués à partir de l'enquête Budget de Famille, 1994, et Euromod.

avant l'instauration de la Prime pour l'emploi, c'est-à-dire la garantie d'un revenu minimum en cas de revenu du travail – ou indemnisation chômage – trop faible ainsi que le plafond de ressources associé et les taux marginaux effectifs d'imposition correspondants ? La garantie d'un revenu minimum est la première implication de la redistribution optimale dès lors que la fonction de bien-être social satisfait les conditions habituelles de concavité par rapport aux revenus ou aux satisfactions individuelles. En revanche, l'idée d'un plafond de ressources impliquant des taux marginaux effectifs d'imposition égaux à 100 %, ou légèrement inférieurs si l'on tient compte de la période d'intéressement, ne peut se justifier que par des hypothèses assez particulières. L'analyse qui précède a mis en évidence trois de ces hypothèses. a) La fonction de bien-être social est de type rawlsien. b) L'élasticité de l'offre de travail par rapport au taux de salaire ou, plus généralement la productivité du travail, est faible ou presque nulle pour les individus dont la productivité est la plus faible. c) La distribution des productivités ou salaires potentiels individuels, qui ne sont pas observés du fait de l'inactivité fréquente des personnes concernées, se polarise dans un voisinage de zéro et dans un voisinage du seuil de productivité au-dessus duquel les individus sont actifs. Parmi ces hypothèses, on a vu que seule la dernière pouvait être à peu près convaincante, encore qu'elle reste fragile de par la sorte de confusion qu'elle entraîne entre divers pans du système d'assurance sociale. Des personnes dont la productivité est nulle ou proche de l'être relèvent plus d'une logique d'assistance au handicap que d'une assurance de revenu. Par ailleurs, le dispositif actuel du RMI n'est pas fréquemment défendu sur la base d'un tel objectif.

Un élargissement du cadre théorique de la redistribution

La partie précédente était consacrée à un exercice de statique comparative à l'intérieur d'un cadre théorique donné. Que cet exercice suggère que le dispositif du RMI et les taux marginaux effectifs d'imposition qu'il implique n'a pas de caractère d'optimalité est évidemment conditionnel à ce cadre théorique. La vertu de ce cadre d'analyse est sa simplicité, son inconvénient est qu'il repose sur des présupposés apparemment très forts. La question est de savoir si la conclusion est remise en cause par un élargissement du cadre théorique.

Une perspective utilitariste peu appropriée

La première remise en cause à effectuer concerne probablement la fonction objectif retenue. Le principe utilitariste est-il le plus adapté pour traiter de la question de l'assurance contre le risque de bas revenu ? En fait, la redistribution qu'il implique peut heurter certains principes d'équité ou de justice. Dans un monde où les productivités individuelles ne sont observées ni par l'autorité de redistribution ni par l'ensemble de la population, le fait qu'une garantie de revenu minimum puisse pousser des individus à l'inactivité peut être jugé comme inéquitable et injuste. Un tel argument doit évidemment ignorer le fait que les inactifs se condamnent en même temps à consommer moins. En outre, la notion d'équité utilisée doit porter exclusivement sur la quantité de travail fourni. Cet argument ne paraît donc pas très recevable. Par ailleurs, il est intéressant de noter, que dans le système actuel, ce sont les taux marginaux trop élevés qui peuvent pousser les bénéficiaires du RMI à l'inactivité. Dans les systèmes optimaux envisagés, redonner de la pente à la courbe de revenu disponible conduit justement les individus à reprendre de l'activité, même partielle. L'argument de l'équité vis-à-vis du travail est donc plutôt un argument en faveur de taux marginaux modérés pour les plus bas revenus.

La deuxième mise en cause du modèle de base concerne son cadre temporel. La théorie de la redistribution optimale est essentiellement statique et dénuée de risque et d'incertitude. Est-ce bien le cadre adéquat ? Le problème est-il celui d'individus doté de talents immuables inégaux ou celui d'individus dont la productivité peut diminuer sous l'effet d'événements aléatoires ou augmenter sous l'effet de leur volonté ? Si l'on prend ce second point de vue, alors la perspective utilitariste de la théorie de la redistribution optimale n'est apparemment pas appropriée. L'important est probablement, d'une part, de garantir un revenu minimum à ceux dont la productivité aurait à ce point chuté qu'ils ne pourraient subvenir à leurs besoins même au prix d'une offre normale de travail, et, d'autre part, de préserver les incitations à une véritable requalification. Il s'agit bien là du principe d'« insertion » qui a présidé à la mise en place du RMI. Par ailleurs, il reste vrai que cette perspective peut ne pas concerner des personnes dont la productivité est faible et difficilement améliorable. Pour

eux, le cadre utilitariste original reste donc pertinent. La question essentielle est de savoir quelle part représentent les uns et les autres dans la population des bénéficiaires du RMI.

L'absence d'une perspective dynamique et le rôle de la formation

Il est assez difficile de donner une réponse claire à cette dernière question au vu des statistiques disponibles. Mais des calculs grossiers montrent que seule une minorité de bénéficiaires du RMI sont susceptibles d'avoir des trajectoires vraiment dynamiques par rapport au marché de l'emploi. On sait que les taux de sortie du RMI sont de l'ordre d'environ 40 % au bout d'un an de 55 % au bout de deux, et de 66 % après quatre ans. Mais les sortants n'ont pas nécessairement une activité rémunérée. L'enquête Insee 1996-1998 exploitée pour analyser les trajectoires professionnelles des bénéficiaires du RMI par Afsa (1999) et Lhommeau et Rioux (2000) suggère que seule la moitié d'entre eux est dans cette situation. Les autres ne sont plus allocataires pour diverses raisons : leur conjoint a retrouvé un emploi, ils ont eux-mêmes transité rapidement par un emploi et bénéficient de nouveau d'une allocation chômage, ils bénéficient d'une pension d'invalidité ou d'une allocation d'adulte handicapé, ils sont retraités, etc. Très grossièrement, on peut dire que 20 % des bénéficiaires du RMI ont un emploi rémunéré un an après leur entrée dans le dispositif, et 30 % au bout de deux ans. En outre, une part importante des personnes employées sont, en fait, en stage de formation ou bénéficient d'emplois subventionnés, de type CES, obtenus dans le cadre de stratégies d'insertion (12). Au total, considérer le RMI dans la perspective dynamique d'une requalification de personnes ayant subi des chocs dévalorisants sur le marché du travail semble donc justifié dans une petite minorité de cas, environ 15 % des personnes concernées à un horizon de deux ans (c'est-à-dire 30 % des 55 % qui ne sont plus allocataires). De tels chiffres ne diminuent que marginalement la pertinence de la perspective statique adoptée ci-dessus.

Il faut aussi voir que l'objectif de requalification ne modifie pas fondamentalement les arguments qui s'opposent à des taux marginaux trop élevés pour les bénéficiaires du RMI. Dans cette perspective, ce n'est plus le travail en tant que tel qui doit être encouragé mais également l'activité de formation. Cette dimension

peut être facilement ajoutée au cadre de la redistribution optimale. Il faut seulement modifier la fonction objectif et reformuler le modèle de comportement des individus pour y incorporer une dimension dynamique d'accumulation de qualification. La conclusion qu'on en tire est qu'il faut probablement rémunérer l'activité de formation *en surplus* de l'allocation de revenu minimum, de la même façon qu'il ne faut pas taxer la totalité des revenus du travail dans le cas statique considéré précédemment.

Un casse-tête : comment distinguer l'inactivité « volontaire » et « involontaire » ?

La troisième remise en cause du cadre théorique de la redistribution optimale de base est plus sérieuse et plus fondamentale. Elle a trait à l'hypothèse que le marché du travail fonctionne de façon parfaite dans le sens que le revenu que les individus peuvent tirer de leur travail ne dépend que de leur productivité et de leurs préférences. Or ce n'est pas le cas. Dans la zone des bas revenus, un obstacle majeur au travail est constitué par la législation de salaire minimum qui impose de fait une sorte de plancher à la productivité des personnes « employables ». Ceci nous ramène au problème de la borne inférieure de productivité considéré plus haut.

Trois cas sont possibles. a) Tous les individus sont employables. Ils ont donc une productivité supérieure à un certain seuil positif et la forme de la courbe optimale de revenu disponible doit être du type de celle associée aux scénarios II et III. b) Aucun bénéficiaire du RMI inactif n'est employable. Alors, la forme de la contrainte budgétaire pour les très bas revenus importe peu. On est en fait très exactement dans la même situation que celle du handicap déjà évoquée. c) La réalité est un mélange des deux situations, le problème étant que l'on ne peut pas observer qui se trouve dans un cas et qui se trouve dans l'autre. En d'autres termes, il n'y a pas moyen de savoir si un bénéficiaire du RMI est « volontairement » ou « involontairement » sans emploi. Du point de vue des instruments de redistribution à utiliser, la conclusion n'est pas différente du cas a) ci-dessus. Une courbe de revenu disponible incitative ramènera vers l'emploi les individus employables et n'aura aucun effet sur les

12. Sur l'efficacité de ces dispositifs d'insertion, voir Zoyem (2000).

autres. En revanche, on ne peut savoir *a priori* ce que peut être l'effet d'une telle mesure. Tout dépend de la proportion d'individus qui se trouvent contraints à l'inactivité du fait de la demande de travail ou du fait d'une courbe de revenu désincitative. Une solution qui s'inscrit dans la ligne du traitement des productivités non observées plus haut consiste à extrapoler la distribution des productivités observées. C'est probablement la seule façon de faire et c'est ainsi que procèdent Laroque et Salanié (1999) dans leur analyse du non-emploi en France. Elle n'en est pas moins arbitraire.

D'un point de vue théorique, il est certain que la présence du Smic et d'une certaine indivisibilité des temps de travail modifie le cadre analytique de la redistribution optimale. Tenir compte de ces contraintes, et éventuellement incorporer le Smic parmi les instruments explicites de la redistribution, comme complément ou substitut d'autres instruments, paraît une étape importante à franchir. Ainsi, il est probable que les niveaux relatifs du montant du RMI et du Smic ont pu être responsables d'une certaine désincitation au retour à l'emploi. En utilisant le salaire potentiel des individus au RMI, tel qu'on peut l'inférer à partir de leurs caractéristiques et en tenant compte du fait qu'ils ont éventuellement choisi d'être inactifs, Gurgand et Margolis (2000) montrent que le passage de l'inactivité au RMI à un emploi à temps complet correspond le plus souvent à une augmentation significative du revenu disponible des ménages. Ceci reste vrai lorsque le salaire potentiel est remplacé par le Smic (13). Le problème est de savoir si cette hausse suffit à compenser la désutilité du travail – ou, éventuellement, l'abandon d'activités parallèles. Plus précisément, le passage du RMI à un emploi à temps complet au Smic correspondrait, en moyenne, à une hausse de 366 euros (2 400 francs) du revenu disponible pour un célibataire (14), soit une rémunération horaire nette inférieure à la moitié du Smic. Une telle rémunération incite-t-elle au travail ? Là est toute la question.

En accord avec le cadre théorique de la redistribution optimale, cependant, il n'y a pas de raison de poser le Smic à temps complet, ou plus généralement les salaires potentiels des bénéficiaires du RMI comme repère définitif, puisqu'il peut être optimal qu'un salarié au Smic reçoive des transferts. De façon assez limitée, c'est déjà le cas pour un célibataire avec l'allocation logement. La Prime pour l'emploi va amplifier ce phénomène et déconnecter d'une

certaine façon le Smic et le revenu disponible au niveau du Smic (15). Ce faisant, elle augmente les incitations au travail en augmentant la pente de la courbe de revenu disponible pour les bas revenus et va bien dans la direction préconisée par le modèle de redistribution optimale.

*
* *

Au total, le principe du RMI est aisément justifié par la nécessité d'assurer à chacun le revenu nécessaire à sa subsistance. Cette justification peut participer des valeurs de nos sociétés ou simplement de leur économie politique – par exemple la volonté de l'électeur décisif de s'assurer, lui ou ses enfants, contre le risque de bas revenu. Au-delà de ce principe, la question qui se pose est celle des modalités d'attribution du RMI. Faut-il associer la garantie de revenu minimum à des conditions de ressources très strictes, comme c'était pratiquement le cas dans le système français avant l'introduction de la Prime pour l'emploi, quitte à créer de fortes désincitations à l'activité pleine ou partielle à cause de taux effectifs marginaux d'imposition très élevés ? Ou faut-il au contraire préserver la pente de la courbe de revenu disponible en étant plus lâche sur les conditions de ressources ? Les divers arguments théoriques évoqués dans cet article en partant de la théorie de la redistribution optimale font pencher assez nettement en faveur de la seconde solution. Il est en effet difficile de trouver des arguments très solides contre un dispositif de ce type alors qu'il en existe contre un système plus rigide. De ce point de vue, la Prime pour l'emploi apparaît comme un premier pas dans cette direction.

Cela étant, il est difficile de chiffrer *a priori* les résultats à attendre d'une telle évolution. On a montré qu'il existait plusieurs situations dans lesquelles la valeur des taux marginaux d'imposition étaient probablement sans grande

13. En revanche, l'avantage est marginal et même éventuellement négatif dans le cas du passage de l'API à un emploi à mi-temps faiblement supérieur au Smic.

14. En négligeant la période d'intéressement.

15. Reste-t-il alors un rôle pour le Smic ? Probablement oui en dehors du système redistributif – par exemple pour augmenter le pouvoir de négociation des employés dans une perspective non concurrentielle de la fixation des salaires. Même dans le cadre de la redistribution optimale, il a été récemment suggéré que le Smic apportait implicitement de l'information directe sur les productivités des individus, ou sur leur employabilité et que cette information pouvait être utilisée pour améliorer l'efficacité du système redistributif (Boadway et Cuff, 2001).

importance : passage transitoire par le RMI dans le système actuel avec sortie vers l'emploi ou la formation, inemployabilité due à la présence d'un salaire minimum. Si l'une ou l'autre de ces situations concerne une partie importante de la population des bénéficiaires du RMI, alors il est probable que la Prime pour l'emploi n'aura pas beaucoup d'impact sur le volume de la population au RMI.

Si une évaluation *ex ante* paraît difficile, une évaluation *ex post* des réformes en voie d'être entreprises devrait permettre de lever un certain nombre des ambiguïtés soulignées dans cet article à propos de notre connaissance des mécanismes d'emploi dans le bas de la distribution des revenus. Il serait peut-être utile de se mettre, dès à présent, en situation de recueillir l'information adéquate. □

L'auteur remercie Amedeo Spadaro pour l'aide apportée à l'élaboration des données et les participants au séminaire Insee sur le RMI pour leurs commentaires.

BIBLIOGRAPHIE

- Atkinson A.B (1995)**, « Public Economics in Action: Basic Income-Flat Tax Proposal », Clarendon Press Oxford.
- Atkinson A. et Stiglitz J. (1980)**, *Lectures on Public Economics*, McGraw Hill International Editions.
- Afsa C. (1999)**, « L'insertion professionnelle des bénéficiaires du revenu minimum d'insertion », document de travail, n° F9901, Insee.
- Boadway R. et Cuff K. (2001)**, « A Minimum Wage Can Be Welfare-Improving and Employment-Enhancing », *European Economic Review*, à paraître.
- Bourguignon F. et Bureau D. (1999)**, *L'architecture des prélèvements en France*, rapport au Conseil d'Analyse Économique, la documentation Française, Paris.
- Bourguignon F. et Spadaro A. (2000)**, « Redistribution et incitations au travail : une application empirique simple de la fiscalité optimale », *Revue Économique*, vol. 51, n° 3, pp. 473-487.
- D'Autume A. (2001)**, « L'imposition optimale du revenu : une application au cas français », *Revue Française d'Économie*, 15(3), pp. 3-63.
- Diamond P. (1998)**, « Optimal Income Taxation: An Example with U-Shaped Pattern of Optimal Marginal Tax Rate », *American Economic Review*, vol. 88, n° 1, pp. 83-95.
- Ebert G. (1992)**, « A Reexamination of the Optimal Nonlinear Income Tax », *Journal of Public Economics*, vol. 49, n° 1, pp. 47-73
- Immervoll H., O'Donoghue C. et Sutherland H. (2000)**, « An Introduction to EUROMOD », EM099 Working paper, Department of Applied Economics, Cambridge University.
- Gurgand M. et Margolis D. (2000)**, « Minima sociaux et revenus du travail en France », document de travail, n° 2000-62, Crest-Insee.
- Laroque G. et Salanié B. (1999)**, « Une décomposition du non-emploi en France », *Économie et Statistique*, n° 331, pp. 47-66.
- Lhommeau B. et Rioux L. (2000)**, « L'insertion professionnelle des allocataires du RMI : des débouchés difficiles après un emploi public aidé », document de travail, Insee.
- Mirrlees J.A (1986)**, « The Theory of Optimal Taxation », in *Handbook of Mathematical Economics*, vol. III, Arrow and Intriligator eds, North Holland, Amsterdam.
- Piketty T. (1997)**, « La redistribution fiscale contre le chômage », *Revue Française d'Économie*, vol. 12 n, n° 1, pp. 157-203.
- Seade J. (1977)**, « On the Shape of Optimal Tax Schedules », *Journal of Public Economics*, 7, pp. 203-235.
- Salanié B. (1998)**, « Note sur la taxation optimale », Rapport au Conseil d'Analyse Économique, la documentation Française, Paris.
- Salanié B. (1999)**, *Cours de finance publique*, Ensaé, Paris.
- Zoyem J.-P. (2000)**, « Contrat d'insertion et sortie du RMI : évaluation des effets d'une politique sociale », document de travail de la DESE, n° 9909, Insee.
-

Économie et Statistique n° 346-347, 2001 - 6/7

Recherche d'emploi et insertion professionnelle des allocataires du RMI

Laurence Rioux

En janvier 1998, 26 % des allocataires du RMI de décembre 1996 ont un emploi, 17 % sont inactifs et 57 % sont chômeurs. Les trois quarts de ces chômeurs cherchent activement un emploi et les plus actifs dans leur recherche ont une plus grande probabilité d'en trouver un. L'effort de recherche affecte aussi le type de l'emploi trouvé : la probabilité, pour les anciens chômeurs les plus actifs dans leur recherche, d'occuper un contrat à durée indéterminée (CDI) est plus élevée que celle d'occuper un contrat à durée déterminée (CDD), elle-même plus élevée que celle d'être en emploi aidé.

Pour les allocataires qui ont repris un premier emploi, une relative stabilité de l'activité rémunérée est observée, quatre personnes employées sur cinq étant encore en emploi neuf mois après cette reprise et deux sur trois dix-huit mois après. Pour les personnes qui ont repris un emploi temporaire, occuper un emploi aidé plutôt qu'un CDD ne diminue ni n'augmente la probabilité d'être encore en emploi quelques mois après la fin du contrat. En revanche, les personnes en CDD ont une plus forte probabilité d'accéder à un CDI que les personnes en emploi aidé.

Les allocataires du RMI : moins d'isolés au sens familial et social que dans la statistique administrative

Bertrand Lhommeau

Différentes enquêtes menées par l'Insee auprès des *ménages* prévoient dans leur questionnement la perception du Revenu minimum d'insertion. Or, malgré leur protocole d'enquête différent, aucune d'entre elles ne parvient à un taux de couverture satisfaisant de cette population spécifique. À l'inverse, les sources administratives ne collectent que les caractéristiques nécessaires au calcul du montant des allocations auxquelles les demandeurs du RMI peuvent prétendre et sont donc très insuffisantes pour décrire précisément l'activité, les conditions de vie des allocataires.

En conséquence, l'enquête sur le devenir des personnes sorties du RMI, menée par l'Insee en janvier puis septembre 1998, auprès d'un échantillon représentatif des *allocataires* du RMI inscrits dans une Caf en métropole au 31 décembre 1996, permet une confrontation

originale entre les données administratives, issues des fichiers de la Caf qui ont servi de base de sondage et les données recueillies par entretien auprès des allocataires retenus dans l'échantillon enquêté. Elle comble ainsi une lacune importante de l'observation statistique d'une population bénéficiaire d'une allocation qui fait l'objet de débats politiques toujours nourris, plus de dix ans après sa création.

Ce croisement des données d'enquête et des données administratives fournit notamment un éclairage nouveau sur la famille des allocataires du RMI. L'isolement des allocataires du RMI en ressort fortement relativisé. L'isolement administratif (foyer RMI isolé) ne signifie pas dans la plupart des cas l'isolement familial (personne seule dans son ménage) et *a fortiori* social.

Processus d'entrée dans le dispositif du RMI et modalités d'insertion

Valérie Cohen et
Brigitte Larguèze

L'analyse des biographies est pour le sociologue un instrument privilégié pour étudier le passage dans le dispositif du RMI et la réalisation du double objectif qui lui avait été assigné : assurer un minimum vital préservant ses allocataires de l'exclusion sociale, tout en favorisant leur réinsertion dans des formes d'emploi non précaires.

L'analyse de 34 trajectoires sociales d'allocataires montre que le RMI ne joue pleinement son rôle que pour des personnes bénéficiant déjà de ressources matérielles, d'un réseau relationnel et d'un certain niveau de formation avant leur entrée dans le dispositif. Ainsi, il permet à des jeunes diplômés issus de milieux modestes de se consacrer à la recherche d'un premier emploi en rapport avec leur formation. Il aide également des travailleurs indépendants à se réinscrire sur le marché de l'emploi.

Dans le cas d'un déficit de formation ou de relations, le RMI se conjugue aux revenus tirés d'emplois précaires ou du chômage ; ou bien joue le rôle d'un soutien permettant de tenir entre deux formes d'emplois temporaires. Ne permettant guère d'ajourner la vulnérabilité professionnelle, il s'inscrit dans un ensemble de dispositifs qui fonctionnent à la périphérie du salariat. C'est le cas des jeunes en situation précaire, ou des mères de famille faiblement diplômées.

Certaines catégories de population, enfin, cumulent les difficultés : une mauvaise santé, la perte des liens avec le monde du travail se conjuguent avec un fort isolement social. Le soutien financier apporté par le RMI ne constitue souvent alors qu'une maigre prestation permettant d'attendre de bénéficier d'un autre minimum social (allocation adulte handicapé, minimum vieillesse etc.).

Contrats d'insertion et sortie du RMI

Jean-Paul Zoyem

Interrogés en septembre 1998, deux allocataires du RMI sur cinq au 31 décembre 1996 déclarent qu'ils n'ont jamais signé de contrat d'insertion sociale ou professionnelle depuis qu'ils sont dans le dispositif, alors qu'ils devraient, selon la loi, en avoir signé dans les trois mois suivant la perception de l'allocation. L'insertion professionnelle apparaît comme l'objectif prioritaire des contrats d'insertion : neuf signataires sur dix déclarent qu'au moins un de leur contrat portait sur l'accès à l'emploi.

La proximité du marché du travail est un facteur favorable à la contractualisation sur l'emploi : la propension à signer des contrats sur l'insertion professionnelle est plus forte pour les jeunes et les diplômés. Elle est aussi d'autant plus forte que l'environnement économique est favorable : les allocataires résidant dans un département

à faible taux de chômage ou avec une faible proportion d'allocataires du RMI ont plus de chance d'en signer.

L'effet des contrats d'insertion professionnelle sur la sortie du RMI est contrasté : ils favorisent la sortie du RMI par des emplois aidés du type CES, mais n'augmentent pas sensiblement les chances d'accéder aux emplois du secteur marchand, notamment à temps plein. Pour ces emplois, ce sont les caractéristiques individuelles (âge, qualification, état de santé, etc.) qui jouent le rôle le plus déterminant. Par ailleurs, les chances de sortir du RMI diminuent au fur et à mesure que la présence dans le dispositif s'allonge. Enfin, un allocataire qui perçoit à nouveau le RMI après être sorti du dispositif voit diminuer ses chances d'en ressortir.

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

Marc Gurgand et
David Margolis

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

Les estimations et les simulations s'appuient sur une enquête représentative des allocataires du RMI en décembre 1996 : les salaires observés dans cette enquête sont très faibles, notamment en raison du travail à temps partiel, y compris pour les hommes. Sur la base de cette distribution de salaires, les trois quarts des ménages gagneraient financièrement à occuper un emploi et la médiane des accroissements de revenu est de 202 euros environ. Cependant, les gains d'un mon-

tant très faible sont nombreux. De plus, moins de la moitié des mères isolées verraient leur revenu augmenter. En affectant un salaire aux deux membres des couples, 96 % de cette catégorie de ménages gagneraient à travailler dans ces conditions.

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

Aide au logement et emploi

Cédric Afssa

Parmi les allocataires du RMI sans conjoint ni enfant, ceux qui bénéficient d'une aide au logement reprennent plus souvent que les autres une activité. Ce résultat peut surprendre. En effet, les bénéficiaires d'une aide disposent d'un revenu global supérieur. De plus, l'aide au logement est fortement redistributive, et les gains retirés de la reprise d'un emploi se trouvent réduits par la diminution concomitante de l'aide. Ceci pourrait dissuader les chômeurs à reprendre un emploi, surtout à temps partiel.

En fait, l'explication de ce résultat est double. Tout d'abord, il tient au mécanisme d'intéressement permettant de cumuler à court terme RMI et revenu d'activité, et au fait que l'aide au logement ne couvre pas l'intégralité du loyer : une partie — le reste à charge — demeure à la charge du bénéficiaire. La théorie économique standard prédit que cette personne cherchera à travailler davantage pour faire face au reste à charge. C'est celui-ci, et non pas le montant de l'aide au logement, qui s'avère la variable économique déter-

minante. Ensuite, la réduction de l'aide consécutive à la reprise d'un emploi n'intervient pas tout de suite, mais avec un délai pouvant atteindre dix-huit mois. Seuls les effets sur les tout premiers mois de la reprise d'activité sont ici analysés. Il n'est pas possible, faute de données, d'apporter une réponse à la question de l'effet de l'aide à plus long terme sur l'activité.

Il reste que cette explication purement économique du phénomène ignore le premier objectif d'une aide au logement : aider son bénéficiaire à accéder à — ou à conserver — son autonomie résidentielle, facteur d'intégration économique et sociale. De fait, on constate sur cet échantillon une très forte mobilité résidentielle, que les données ne permettent pas de cerner avec suffisamment de précision. L'analyse conjointe des trajectoires résidentielles et d'activité apporterait un éclairage supplémentaire sur le lien entre aide au logement et activité.

Salaire de réserve, allocation chômage dégressive et revenu minimum d'insertion

Laurence Rioux

Même si le salaire proposé n'est pas le seul motif de refus possible, un emploi mal rémunéré est plus difficilement accepté. La notion de « salaire de réserve » rend compte de ce fait : le salaire de réserve d'un chômeur, défini comme le salaire minimal en dessous duquel ce chômeur refuse une offre d'emploi, joue un rôle important dans la sortie du chômage. Or l'information directe sur les salaires de réserve est rare. En France, seules deux enquêtes de l'Insee interrogent les chômeurs sur le salaire horaire minimal qu'ils demandent pour accepter un emploi.

Les chômeurs au RMI ont un salaire de réserve plus faible que les autres chômeurs : deux sur trois deman-

dent au plus le Smic horaire pour travailler, alors que les deux tiers des autres chômeurs demandent au moins le Smic horaire. De même, les allocataires du RMI qui trouvent un emploi acceptent des salaires beaucoup plus faibles que les autres chômeurs.

Le salaire de réserve baisse quand l'épisode de chômage se prolonge. Mais cette baisse est limitée, encore plus pour les allocataires du RMI que pour les autres chômeurs. Enfin, l'effet de l'ancienneté au chômage sur le salaire de réserve ne distingue pas sensiblement les chômeurs qui trouvent un emploi de ceux qui restent au chômage : les premiers ont à peine plus révisé à la baisse leur salaire de réserve que les seconds.

L'impact conjugué de trois ans de réforme sur les trappes à inactivité

Cyrille Hagneré et
Alain Trannoy

Le faible caractère incitatif d'une reprise d'emploi à mi-temps pour un allocataire des minima sociaux (revenu minimum d'insertion, allocation de parent isolé, allocation spécifique de solidarité) était unanimement décrié avant l'instauration de la loi dite Aubry. Celle-ci conjuguée à d'autres mesures (prime pour l'emploi, réforme des aides au logement, calcul de la taxe d'habitation, etc.) modifie la situation des personnes concernées. Désormais, le revenu disponible est une fonction croissante de la durée du travail, quel que soit l'horizon temporel adopté.

Une analyse de cas types montre, par exemple, qu'un célibataire rémunéré au Smic, à mi-temps ou à plein temps, conserve presque la totalité de ses gains salariaux à l'horizon d'un an. Il en conserve encore environ la moitié si sa reprise d'emploi se poursuit au-delà de la

première année dans le cas d'un plein temps. En revanche, la poursuite d'un mi-temps au-delà d'une deuxième année n'est toujours pas encouragée puisqu'il ne conserve que le cinquième du revenu d'activité obtenu.

La modification des aides au logement, passée assez inaperçue, se révèle l'instrument le plus important de cette revalorisation des incitations financières au retour à l'emploi. L'encouragement au mi-temps à court terme puis au temps plein à long terme, qui était une caractéristique majeure du RMI, fait place à un encouragement toujours plus prononcé pour le plein temps, quel que soit l'horizon. Les différences entre allocataires suivant le régime d'aide sont considérablement atténuées. À court terme, les personnes sans conjoint qui sont le plus incitées à retrouver un emploi sont les femmes avec un enfant de moins de trois ans.

Revenu minimum et redistribution optimale des revenus : fondements théoriques

François Bourguignon

Pièce maîtresse du système de protection sociale, le RMI occupe une place essentielle dans le système redistributif français. Ses effets potentiellement désincitatifs sur l'activité de ses bénéficiaires font toutefois débat entre ceux qui privilégient l'insertion sur le marché du travail au nom d'un principe d'efficacité ou d'inclusion sociale et ceux qui défendent le droit de toute personne à un revenu minimum au nom d'un principe d'équité, même au risque de réduire le niveau d'emploi.

Sous certaines hypothèses, l'optimum social justifie le principe d'un revenu minimum garanti pour les individus dont la productivité du travail est très faible, *a fortiori* nulle. Ce revenu se présente comme une combinaison de transferts forfaitaires, de transferts sous conditions de ressources et/ou d'un impôt sur le revenu éventuellement « négatif ». En inférant la productivité du travail à partir du revenu du travail observé, on essaye de déterminer empiriquement la redistribution optimale pour les bas revenus à partir de deux fonctions de bien-être

social. La première justifie le dispositif actuel du RMI. La seconde resterait favorable aux bas revenus tout en donnant des fondements à la Prime pour l'emploi. Le revenu minimum à garantir aux personnes dont la productivité est la plus basse et la façon dont celui-ci se modifie avec l'activité sont alors fonction avant tout de la volonté redistributive de la société, autrement dit de son aversion plus ou moins grande pour l'inégalité, et de l'inégalité des revenus avant redistribution.

En élargissant le cadre théorique initial dans une perspective plus dynamique, l'hypothèse d'une relative inertie de l'offre de travail des plus défavorisés peut être abandonnée si on intègre l'activité de formation. Ce n'est plus alors le travail en tant que tel qui devrait être encouragé mais également l'activité de formation. Une véritable requalification augmenterait leur employabilité et les inciterait davantage à s'insérer sur le marché du travail.

Minimum Integration Income Recipient Job Seeking and Employability

Laurence Rioux

In January 1998, 26% of the individuals receiving minimum integration income in December 1996 had a job, 17% were out of the labour force and 57% were unemployed. Three-quarters of these jobseekers actively seek work and the most active in their search have a greater probability of finding a job. The job-seeking effort also affects the type of job found. The probability of the most active former jobseekers having a job on a long-term contract is higher than their probability of having a job on a fixed-term contract, which is itself higher than having a government-assisted job.

Relative employment security is observed for recipients who take a first job, with four-fifths of those employed still in work nine months later and two-thirds still in work eighteen months later. For those who take a short-term job, being in a government-assisted job rather than on a fixed-term contract neither reduces nor increases the probability of still being employed a few months after the end of the contract. However, those on fixed-term contracts have a higher probability of finding a long-term contract than those in government-assisted jobs.

Minimum Integration Income Recipients: less Family and Social Isolation than in the Administrative Statistics

Bertrand Lhommeau

A number of INSEE household surveys include receiving minimum integration income in their questionnaires. Yet, despite their different survey protocol, none of them manage to come to a satisfactory coverage rate for this specific population. Conversely, administrative sources collect only those characteristics required to calculate the allowances to which minimum integration income applicants are entitled. They are hence highly unsatisfactory when it comes to accurately describing recipients' work and living conditions.

Consequently, INSEE's survey in January and September 1998 of what becomes of people who sign off from minimum integration income can be used to make an original comparison. The survey covers a representative sample of minimum integration income recipients who signed on with a family allowance fund in mainland

France on 31 December 1996. The comparison can be made between the administrative data taken from the family allowance fund files, used as a sampling base, and the data collected from interviews with the beneficiaries included in the surveyed sample. This fills a large gap in the statistical observation of a population receiving an allowance that is still the subject of heated political debate over ten years after it was created.

This comparison of survey data with administrative data sheds new light in particular on the families of minimum integration income recipients. The isolation of minimum integration income recipients hence becomes extremely relative. In most cases, administrative isolation (lone minimum integration income household) does not stand for family isolation (person alone in the household) and even less so for social isolation.

The Process of Signing onto the Minimum Integration Income System and Integration Methods

Valérie Cohen and
Brigitte Larguèze

Biographical analysis is a favourite instrument for sociologists to study signing onto the minimum integration income system and the achievement of this system's dual objective: to provide subsistence income to protect recipients from social exclusion while encouraging their reintegration into stable forms of employment.

An analysis of 34 recipients' social paths shows that minimum integration income only fully plays its role for people who already have material resources, a relational network and a certain level of training before signing onto the system. For example, it helps young graduates from modest backgrounds to concentrate on finding a first job in keeping with their training. It also helps the self-employed to rejoin the employment market.

Where there is a lack of training or contacts, minimum integration income is combined with income from casual

labour or unemployment, or plays the role of a subsidy to make ends meet between two temporary jobs. Since it hardly wards off occupational vulnerability, it forms part of a set of mechanisms operating on the fringes of the wage-earning class. Such is the case for young people in an insecure situation and poorly qualified mothers.

Lastly, some population groups amass problems: poor health and loss of contacts with the world of work combine with severe social isolation. The financial assistance provided by minimum integration income is therefore often a meagre support to help make ends meet until eligible for another supplementary benefit (adult disability allowance, supplementary benefit for seniors, etc.).

Employment Integration Contracts and Signing off from Minimum Integration Income

Jean-Paul Zoyem

When interviewed in September 1998, two-fifths of the individuals receiving minimum integration income on 31 December 1996 stated that they had not signed a social or professional integration contract since they had joined the scheme. The law stipulates that they should sign one within three months of first receiving the benefit. Integration into employment appears to be the priority aim of the integration contracts: nine in ten signatories declared that at least one of their contracts concerned access to employment.

The proximity of the labour market is favourable to employment contracts: the propensity to sign occupation integration contracts is greater among young people and graduates. This tendency rises when the economic environment is conducive: recipients living in a *département* with a low unemployment rate or a low percentage of

minimum integration income recipients have a greater chance of signing a contract.

Employment integration contracts have a mixed effect on exits from minimum integration income. They foster signing off from minimum integration income by means of government-assisted jobs of the employment solidarity contract type, but they do not significantly raise the chances of finding jobs, especially full-time jobs, in the market sector. Individual characteristics (age, skills, state of health, etc.) play the most decisive role in these jobs. Moreover, the longer the period on minimum integration income, the smaller the chances of signing off from it. Lastly, a beneficiary who goes back onto minimum integration income after having signed off from it once has less chance of signing off from it again.

Minimum Integration Income and Earned Income: an Evaluation of the Financial Gains of Employment

Marc Gurgand and David Margolis

The disposable income of households on minimum integration income is compared with their long-run disposable income if one of the members were to make his potential wage in January 1998. To this end, we estimate the structure of monthly wages that could be offered to minimum integration income recipients if they had a job. The distributions of potential monetary gains are then described and broken down for households with different characteristics (these gains do not take account of opportunity costs such as child minding, transport costs, etc.)

The estimates and simulations are based on a representative survey of minimum integration income recipients in December 1996. The wages observed in this survey are very low, due mainly to part-time work. This observation also holds true for the men. The wage distribution suggests that three-quarters of the households would gain financially from having a job, with the median increase in income being approximately

202 euros. However, there are many very small gains. Moreover, less than half of the lone mothers would see their income rise. Allocating a wage to *both* members of the couples shows that 96% of this household category would gain from working on these terms.

Since the wage distribution observed for this population is highly atypical, we allocate it the wage structure observed for all wage earners with the same objective characteristics in the 1998 Employment survey. This is tantamount to considering that minimum integration income recipients' unobservable characteristics are not systematically different to the rest of the population, which is a lofty assumption. The long-term income of nine in ten households on minimum integration income would therefore rise (and the median would increase to 433 euros). Lone mothers remain in the worst position in terms of monetary gains.

Housing Benefit and Employment

Cédric Afsa

Among unmarried, childless minimum integration income recipients, those who receive housing benefit go back to work more often than the others. This finding may seem surprising. Housing benefit recipients have a higher total income. Moreover, housing benefit is highly redistributive and the gains obtained from going back to work are often reduced by the parallel decrease in the benefit. This could dissuade jobseekers from taking a job, especially when it is part time.

Yet there is a dual explanation for this finding. It is firstly due to the incentive mechanism, whereby minimum integration income is combined with earned income in the short term, and the fact that housing benefit does not cover all the rent, since part of it—the remainder to be paid—is to be paid by the recipient. Standard economic theory predicts that this person will try to work more to pay the remainder. This is the factor, and not the hou-

sing benefit amount, that proves to be the determining economic variable. Secondly, the benefit is not reduced as soon as the individual finds a new job. The time lag before this happens can be as long as eighteen months. Solely the effects on the initial months back at work are analysed here. There is not enough data to answer the question regarding the benefit's longer-term effect on work.

Yet it has to be said that this purely economic explanation ignores the essential objective of housing benefit: to help its recipient attain or maintain residential autonomy, which is a factor for economic and social integration. This sample is actually found to have very high residential mobility, which cannot be understood accurately enough from the data available. A joint analysis of residential and work paths would shed more light on the link between housing benefit and work.

The Reservation Wage, Degressive Unemployment Benefit and Minimum Integration Income

Laurence Rioux

Although the wages offered are not the only possible reason for refusing a job, a poorly paid job is harder to accept. The "reservation wage" concept explains this fact. A jobseeker's reservation wage, defined as the minimum wage below which he will refuse a job offer, plays an important role in leaving unemployment. Yet it is rare to find direct information on reservation wages. In France, there are only two INSEE surveys that ask jobseekers about the minimum hourly wage they would require to accept a job.

Jobseekers receiving minimum integration income have a lower reservation wage than other jobseekers. Two-thirds of them would ask for at most the minimum wage

to work, whereas two-thirds of the other jobseekers would ask for at least the minimum wage. Similarly, minimum integration income recipients who find a job accept much lower wages than other jobseekers.

The reservation wage decreases with the length of the period of unemployment. Yet this decrease is limited, more so for minimum integration income recipients than for other jobseekers. Lastly, the effect of the length of unemployment on the reservation wage does not markedly differentiate jobseekers who find a job from those who remain unemployed. The former do not drop their reservation wage much more than the latter.

The Combined Effect of three Years of Reform on Unemployment Traps

Cyrille Hagneré and
Alain Trannoy

The poor incentive for a supplementary benefits recipient (minimum integration income, lone parent allowance and specific solidarity allowance) to take a part-time job was unanimously criticised before the introduction of the Aubry law. This law combined with other measures (employment premium, reform of housing benefits, calculation of the community charge, etc.) to change the situation of the people concerned. Disposable income is now a growing function of hours worked, regardless of the forecasting period adopted.

An analysis of typical scenarios shows, for example, that a single person earning the minimum wage in a full-time or part-time job keeps virtually all the resulting wage gains for one year. He still keeps approximately half if he is in a full-time job that continues after the first year.

However, remaining in a part-time job for more than two years is not always encouraged since he keeps only one-fifth of the earned income obtained.

The change to housing benefits, which passed by almost unnoticed, is the most important instrument in this revaluation of financial incentives to go back to work. The incentive to work part time in the short run and then full time in the long run, which formed a major feature of minimum integration income, is being supplanted by an ever-stronger incentive to work full time, regardless of the time period. The differences between recipients on different benefits schemes are narrowing considerably. In the short run, the unmarried individuals with the greatest incentive to go back to work are women with a child under three years old.

Minimum Income and the Optimal Redistribution of Incomes: Theoretical Grounds

François Bourguignon

Minimum integration income is a major element of the social security system and plays a key role in the French redistributive system. Nevertheless, its potentially discouraging effects on its recipients' working patterns have triggered a debate between those who favour labour market integration in the name of an efficiency or social inclusion principle and those who defend everyone's right to a minimum income in the name of a principle of equity, even at the risk of reducing the level of employment.

Some hypotheses suggest that the social optimum justifies the principle of a minimum guaranteed income for individuals whose labour productivity is very low if not zero. This income is presented as a combination of lump sum transfers, means-based transfers and/or a possibly "negative" income tax. We infer labour productivity from observed earned income to try and empirically determine the optimal redistribution for low incomes based on

two social welfare functions. The first justifies the current minimum integration income mechanism. The second is found to be favourable to low incomes while giving grounds for the employment premium. Therefore, the minimum income to be guaranteed to the individuals with the lowest productivity and the way in which this income changes in keeping with working patterns are first and foremost dependent on society's redistributive will, i.e. its more or less great aversion to inequality, and on the inequality of incomes before redistribution.

The expansion of the initial theoretical framework to encompass a more dynamic perspective shows that the hypothesis of a relatively inert labour supply among the most disadvantaged can be discarded when training is included. Hence, it is no longer work as such that should be encouraged, but also training. A real requalification effort would increase their employability and give them more of an incentive to join the labour market.

Économie et Statistique n° 346-347, 2001 - 6/7

Arbeitsuche und berufliche Eingliederung der Empfänger des Mindestlohns zur Eingliederung

Laurence Rioux

Im Januar 1998 haben 26 % der Personen, die im Dezember 1996 den Mindestlohn zur Eingliederung bezogen, eine Beschäftigung, 17 % sind erwerbslos und 57 % sind arbeitslos. Drei Viertel dieser Arbeitslosen sucht aktiv eine Arbeit, und die aktivsten haben größere Chancen, eine zu finden. Die Bemühungen, die zur Suche eines Arbeitsplatzes unternommen werden, haben auch einen Einfluss auf die Art der gefundenen Beschäftigung: die Wahrscheinlichkeit, dass die seit langem arbeitslos und am aktivsten suchenden Personen einen unbefristeten Arbeitsvertrag bekommen, ist größer als diejenige, dass sie nur eine befristete Arbeit finden; diese ist wiederum größer als diejenige, dass sie eine subventionierte Arbeit finden.

Bei den Beihilfeempfängern, die eine erste Arbeit angenommen haben, ist eine relative Stabilität der vergüteten Beschäftigung festzustellen, da vier von fünf Erwerbspersonen neun Monate nach Antritt ihrer Arbeit und zwei von drei achtzehn Monate später noch beschäftigt sind. Bei den Personen, die eine Zeitarbeit angenommen haben, wird die Wahrscheinlichkeit, einige Monate nach Ende des Vertrags noch eine Beschäftigung zu haben, weder durch eine subventionierte noch durch eine befristete Beschäftigung beeinflusst. Dagegen ist die Wahrscheinlichkeit bei Personen mit einem befristeten Arbeitsvertrag, einen unbefristeten Vertrag abzuschließen, größer als bei denjenigen, die einer subventionierten Beschäftigung nachgehen.

Die Bezieher des Mindesteinkommens zur Eingliederung: familiär und sozial weniger isoliert als die amtlichen Statistiken nahelegen

Bertrand Lhommeau

Verschiedene Erhebungen, die das Insee bei den Haushalten durchführt, sehen in ihrem Fragebogen die Beziehung des Mindesteinkommens zur Eingliederung vor. Trotz ihrer unterschiedlichen Erhebungsprotokolle gelingt es jedoch keiner, diese besondere Population zufriedenstellend zu erfassen. Dagegen werden von der Ämtern lediglich die Merkmale erfasst, die zur Berechnung der Höhe des Mindesteinkommens zur Eingliederung, auf das die Antragsteller Anspruch haben, notwendig sind, sodass diese Quellen zur genauen Beschreibung der Tätigkeit und der Lebensverhältnisse der Begünstigten nicht ausreichen.

führte, einen originellen Vergleich zwischen den amtlichen Daten der Familien-Fürsorge-Kasse, aus denen die Stichproben gezogen wurden, und den Daten, die man bei Gesprächen mit den aus dieser Stichprobe ausgewählten Beziehern erhielt. Dadurch lässt sich eine beträchtliche Lücke bei der statistischen Beobachtung einer Population schließen, die eine Beihilfe bezieht, über deren Angemessenheit mehr als zehn Jahre nach ihrer Einführung politisch immer mehr diskutiert wird.

Somit ermöglicht eine Erhebung, die das Insee im Januar und September 1998 bei einer repräsentativen Stichprobe von Beziehern dieses Mindesteinkommens, die am 31. Dezember 1996 bei der Familien-Fürsorge-Kasse registriert waren, über die Zukunft der Personen nach Ausscheiden aus diesem Beihilfesystem durch-

Dieser Vergleich von Erhebungs- und amtlichen Daten liefert insbesondere neue Erkenntnisse über die Familie der Bezieher des Mindesteinkommens. Stark relativiert wird dadurch die Isolierung der Beihilfeempfänger. Allein lebend für die Verwaltung (allein stehend) bedeutet in den meisten Fällen nicht familiäre Isolierung (im Haushalt allein lebende Person) und *a fortiori* nicht soziale Isolierung.

Eintritt in das System des Mindesteinkommens zur Eingliederung und Eingliederungsmodalitäten

Valérie Cohen und
Brigitte Larguèze

Für den Soziologen stellt die Analyse der Biographien das bevorzugte Instrument dar, um den Eintritt in das System des Mindesteinkommens zur Eingliederung und die Verwirklichung dessen zweifachen Ziels zu untersuchen: Sicherstellung eines Existenzminimums, um deren Bezieher vor der sozialen Ausgrenzung zu bewahren, sowie Förderung ihrer Wiedereingliederung in sichere Arbeitsverhältnisse.

Bei geringer Qualifikation oder fehlenden Beziehungen ergänzt dieses Mindesteinkommen die Einkünfte, die im Falle einer unsicheren Beschäftigung oder von Arbeitslosigkeit gezahlt werden, oder dient als Unterstützung, die in der Zeit zwischen zwei befristeten Arbeitsverhältnissen die Existenz sichern. Da das Mindesteinkommen die berufliche Anfälligkeit nicht beseitigen kann, ist es Teil einer Reihe von Systemen, die die Arbeitnehmer am Rande des Arbeitsmarkts unterstützen. Dies ist der Fall der Jugendlichen, die in armen Verhältnissen leben, oder der Familienmütter mit geringer Qualifikation.

Die Analyse der sozialen Werdegänge von 34 Begünstigten zeigt, dass das Mindesteinkommen zur Eingliederung nur bei den Personen voll greift, die vor ihrem Eintritt in dieses System bereits über materielle Ressourcen, persönliche Beziehungen und eine gewisse Qualifikation verfügen. Diese Unterstützung ermöglicht es beispielsweise den Jugendlichen mit einem Diplom und aus bescheidenen Verhältnissen, sich eine erste Arbeit zu suchen, die auch ihrer Ausbildung entspricht. Ferner hilft es Selbständigen, sich in den Arbeitsmarkt zu integrieren.

Bei manchen Bevölkerungsgruppen kommen mehrere Schwierigkeiten zusammen: schlechte Gesundheit, Verlust der Beziehungen zur Arbeitswelt und starke soziale Isolierung. In solchen Fällen ist die durch das Mindesteinkommen geleistete finanzielle Beihilfe oftmals lediglich eine geringe Unterstützung in Erwartung einer anderen sozialen Mindestleistung (Beihilfe für erwachsene Behinderte, Mindesteinkommen für alte Menschen usw.).

Verträge zur beruflichen Eingliederung und Ende des Bezugs des Mindesteinkommens zur Eingliederung

Jean-Paul Zoyem

Zwei von fünf Personen, die am 31. Dezember 1996 das Mindesteinkommen zur Eingliederung bezogen und im September 1998 befragt wurden, erklärten, sie hätten seit Beginn ihrer Förderung nie einen Vertrag über die soziale oder berufliche Eingliederung abgeschlossen, obwohl sie dies laut Gesetz innerhalb von drei Monaten tun müssten. Vorrangiges Ziel der Eingliederungsverträge ist die Rückkehr zur Beschäftigung: neun von zehn Unterzeichnern erklärten, mindestens einer ihrer Verträge diene der beruflichen Eingliederung.

Die Nähe zum Arbeitsmarkt begünstigt den Abschluss eines Beschäftigungsvertrags: die Bereitschaft, einen Vertrag über die berufliche Eingliederung zu unterzeichnen, ist bei den Jugendlichen und Inhabern eines Diploms größer. Sie ist auch desto größer, je günstiger die Wirtschaftslage ist: die Beihilfeempfänger, die in einem Departement mit niedriger Arbeitslosigkeit oder einem geringen Anteil von Beziehern des Mindestein-

kommens leben, haben mehr Chancen, einen solchen Vertrag abzuschließen.

Die Auswirkungen der Verträge zur beruflichen Eingliederung auf das Ausscheiden aus dem System des Mindesteinkommens sind unterschiedlich: sie fördern dieses Ausscheiden durch eine subventionierte Beschäftigung des Typs Beschäftigungs-/Solidarvertrag, erhöhen aber nicht nennenswert die Chancen, eine Beschäftigung im marktbestimmten Sektor, insbesondere als Vollzeitkraft zu finden. Bei diesen Beschäftigungen sind vor allem die individuellen Merkmale (Alter, Qualifikation, Gesundheitszustand usw.) ausschlaggebend. Ferner nehmen die Chancen, aus dem System des Mindesteinkommens herauszukommen, ab, je länger die Beihilfe bezogen wird. Ein Empfänger, der nach Ausscheiden aus diesem System wieder das Mindesteinkommen bezieht, hat zudem weniger Chancen, erneut eine Beschäftigung zu finden.

Mindesteinkommen zur Eingliederung und Arbeitsentgelt: eine Bewertung der finanziellen Gewinne bei Beschäftigung

Marc Gurgand und David Margolis

Das verfügbare Einkommen der Haushalte, die das Mindesteinkommen zur Eingliederung beziehen, wird mit dem Einkommen verglichen, über das diese Haushalte langfristig verfügen würden, wenn eines der Mitglieder im Januar 1998 einen Lohn bezog hätte. Zu diesem Zweck wird die Struktur der monatlichen Löhne geschätzt, die den Empfängern des Mindesteinkommens zur Eingliederung angeboten werden könnten, gingen sie einer Beschäftigung nach. Die Verteilung der etwaigen geldwerten Gewinne werden dann für Haushalte mit verschiedenen Merkmalen beschrieben und zerlegt (bei diesen Gewinnen werden die Opportunitätskosten wie Kinderbetreuung, Transportkosten usw. nicht berücksichtigt).

Die Schätzungen und Simulationen basieren auf einer repräsentativen Erhebung bei den Empfängern des Mindesteinkommens zur Eingliederung im Dezember 1996: die bei dieser Erhebung beobachteten Löhne sind sehr gering, insbesondere aufgrund der Teilzeitbeschäftigung, auch bei Männern. Nach dieser Lohnverteilung würden drei Viertel der Haushalte im Falle einer Beschäftigung finanziell gewinnen, und der Median der

Einkommenszuwächse liegt bei ca. 202 Euro. Zahlreich sind aber die sehr geringen Gewinne. Ferner würde das Einkommen von weniger als der Hälfte der allein stehenden Mütter zunehmen. Wenn *beide* Ehepartner einen Lohn beziehen, würden 96 % dieser Kategorie von Haushalten im Falle einer Erwerbstätigkeit unter diesen Umständen finanziell gewinnen.

Da die Verteilung der bei dieser Population festgestellten Löhne sehr atypisch ist, wird ihr die Lohnstruktur, die im Rahmen der *Beschäftigungserhebung* 1998 bei sämtlichen Arbeitnehmern mit den gleichen objektiven Merkmalen beobachtet wurde, zugewiesen. Dies führt zu dem Schluss, dass die Bezieher des Mindesteinkommens zur Eingliederung keine systematisch nicht beobachtbaren Merkmale aufweisen, die sich vom Rest der Population unterscheiden, was eine sehr wahrscheinliche Hypothese darstellt. Das langfristige Einkommen von neun von zehn Haushalten, die das Mindesteinkommen zur Eingliederung beziehen, würde somit zunehmen (und der Median auf 433 Euro steigen). Was den geldwerten Vorteil anbelangt, sind die allein stehenden Mütter nach wie vor am meisten benachteiligt.

Wohngeld und Beschäftigung

Cédric Afssa

Unter den Empfängern des Mindesteinkommens zur Eingliederung, die keinen Lebenspartner und keine Kinder haben, finden diejenigen, die Wohngeld erhalten, öfter eine Beschäftigung als die anderen. Diese Feststellung mag überraschen; denn die Empfänger von Wohngeld verfügen über ein höheres Gesamteinkommen. Des Weiteren hat das Wohngeld einen starken Umverteilungsscharakter und die Gewinne infolge der Wiederaufnahme einer Beschäftigung werden durch die damit einhergehende Kürzung dieser Beihilfe gemindert. Die Arbeitslosen könnten deshalb davon abgehalten werden, eine Arbeit – insbesondere eine Teilzeitbeschäftigung – anzunehmen.

Für diese Feststellung gibt es zwei Erklärungen: Zurückzuführen ist dies zunächst auf die Tatsache, dass das Mindesteinkommen zur Eingliederung und das Arbeitsgeld eine kurze Zeit lang kumuliert werden können. Zweitens reicht das Wohngeld nicht für die Zahlung der gesamten Miete, weshalb ein Teil davon vom Unterstützungsempfänger zu tragen ist. Der gängigen Wirtschaftstheorie zufolge versucht eine solche Person, mehr zu arbeiten, um den Rest der Miete aufbringen zu

können. Dieser Betrag und nicht die Höhe des Wohngelds ist die entscheidende wirtschaftliche Variable. Außerdem wird die Beihilfe nach Annahme einer Beschäftigung nicht sofort, sondern innerhalb einer Frist von bis zu achtzehn Monaten gekürzt. Analysiert werden hier lediglich die Auswirkungen auf die allerersten Monate der Beschäftigung. Da keine entsprechenden Daten vorliegen, lässt sich nicht sagen, welche Auswirkungen das Wohngeld langfristig auf die Beschäftigung hat.

Bei dieser rein wirtschaftlichen Erklärung dieses Phänomens bleibt das Hauptziel des Wohngelds unberücksichtigt: Unterstützung des Beziehers bei der Erlangung oder Bewahrung seiner Eigenständigkeit, die einen wichtigen Faktor für die wirtschaftliche und soziale Integration darstellt. Bei dieser Stichprobe lässt sich eine sehr große Mobilität feststellen, die mit den Daten aber nicht ausreichend präzise erfasst werden kann. Eine gemeinsame Analyse der sukzessiven Wohnorte und Beschäftigungen würde zusätzlich Aufschluss über die Beziehung zwischen Wohngeld und Beschäftigung geben.

Reservelohn, degressive Arbeitslosenunterstützung und Mindesteinkommen zur Eingliederung

Laurence Rioux

Eine schlecht vergütete Beschäftigung wird nur schwer akzeptiert, auch wenn der angebotene Lohn nicht der einzige Grund für deren Ablehnung ist. Der Begriff "Reservelohn" spiegelt diesen Umstand wider: der Reservelohn eines Arbeitslosen, der als der Mindestlohn, unterhalb dessen der Arbeitslose ein Arbeitsangebot ablehnt, definiert wird, spielt bei der Überwindung der Arbeitslosigkeit eine wichtige Rolle. Über die Reservelöhne liegen aber nur wenige unmittelbare Informationen vor. In Frankreich werden die Arbeitslosen nur im Rahmen zweier INSEE-Erhebungen über den Mindeststundenlohn befragt, den sie verlangen, um eine Beschäftigung anzunehmen.

Die Arbeitslosen, die den Mindestlohn für die Eingliederung beziehen, haben einen niedrigeren Reservelohn als die anderen Arbeitslosen: zwei von drei verlangen höchstens den garantierten Mindeststunden-

lohn um zu arbeiten, während zwei Drittel der anderen Arbeitslosen mindestens den garantierten Mindeststundenlohn fordern. Des Gleichen akzeptieren die Empfänger des Mindestlohns zur Eingliederung, die eine Arbeit finden, wesentlich niedrigere Löhne als die anderen Arbeitslosen.

Mit der Dauer der Arbeitslosigkeit nimmt der Reservelohn ab. Aber diese Absenkung ist begrenzt, bei den Empfängern des Mindestlohns zur Eingliederung noch stärker als bei den anderen Arbeitslosen. Bei den Auswirkungen der Dauer der Arbeitslosigkeit auf den Reservelohn gibt es keine nennenswerten Unterschiede zwischen den Arbeitslosen, die eine Beschäftigung finden, und denjenigen, die ohne Arbeit bleiben: der Reservelohn ersterer hat kaum mehr abgenommen als derjenige letzterer.

Drei Jahren Reformen: Auswirkungen auf die Bekämpfung der Erwerbslosigkeit

Cyrille Hagneré und
Alain Trannoy

Vor der Verabschiedung des sogenannten Aubry-Gesetzes wurde einmütig kritisiert, dass der Bezieher einer sozialen Mindestbeihilfe (Mindesteinkommen zur Eingliederung, Beihilfe für allein stehende Eltern, spezielle Solidarbeihilfe) nur wenig Anreiz hat, eine Teilzeitbeschäftigung anzunehmen. Dieses Gesetz sowie andere Maßnahmen (Beschäftigungsprämie, Reform des Wohngelds, Berechnung der Wohnraumssteuer usw.) ändern die Lage der betroffenen Personen. Künftig hängt das verfügbare Einkommen zunehmend von der Arbeitsdauer ab, ganz gleich welches der Zeithorizont ist.

Eine Analyse typischer Fälle zeigt beispielsweise, dass ein Lediger, der als Teilzeit- und Vollzeitbeschäftigter den garantierten Mindestlohn bezieht, fast sein gesamtes Einkommen im Horizont eines Jahres behält. Wenn die Beschäftigung im Falle einer Vollzeitbeschäftigung länger als ein Jahr ausgeübt wird, behält er noch ca. die Hälfte davon. Dagegen wird die Ausübung einer Teilzeit-

beschäftigung über das zweite Jahr hinaus immer noch nicht gefördert, da lediglich ein Fünftel des Arbeitsentgelts gesichert ist.

Die Änderungen beim Wohngeld, die von der Öffentlichkeit nahezu unbemerkt blieben, erweisen sich als das wichtigste finanzielle Instrument zur Förderung der Wiederaufnahme einer Beschäftigung. Die Förderung einer zunächst kurzfristigen Teilzeitbeschäftigung und danach einer langfristigen Vollzeitbeschäftigung, die ein wichtiges Merkmal des Mindesteinkommens zur Eingliederung war, wird durch eine stärkere Förderung der Vollzeitbeschäftigung – unabhängig vom Zeithorizont – ersetzt. Dadurch werden die Unterschiede zwischen den Beihilfeempfängern, die sich aus den Beihilfesystemen ergeben, erheblich gemindert. Auf kurze Sicht sind die Frauen mit einem Kind von unter drei Jahren die allein lebenden Personen, die sich am meisten um eine Beschäftigung bemühen.

Mindesteinkommen und optimale Einkommensumverteilung: theoretische Grundlagen

François Bourguignon

Als Kernstück des sozialen Schutzsystems kommt dem Mindesteinkommen zur Eingliederung im französischen Umverteilungssystem eine wesentliche Rolle zu. Seine Effekte, die möglicherweise den Arbeitswillen der Begünstigten hemmen, sorgen allerdings für eine Debatte zwischen denjenigen, die der Eingliederung in den Arbeitsmarkt aus Gründen der Effizienz oder der sozialen Eingliederung den Vorzug geben, und denjenigen, die das Recht eines jeden Menschen auf ein Mindesteinkommen aus Gründen der Gerechtigkeit - sei es auch um den Preis, das Beschäftigungsniveau zu senken - verteidigen.

Unter Zugrundelegung bestimmter Annahmen rechtfertigt das soziale Optimum den Grundsatz eines garantierten Mindesteinkommens für diejenigen Menschen, deren Arbeitsproduktivität gering, *a fortiori* Null ist. Ein solches Einkommen stellt eine Kombination aus Pauschaltransfers und Transfers, die von den Einkünften abhängen und/oder gegebenenfalls eine "negative" Einkommensteuer voraussetzen, dar. Bei Einbeziehung der Arbeitsproduktivität auf der Grundlage des beobachteten Arbeitsentgelts soll die für die Niedrigeinkommen optimale Umverteilung anhand zweier Funk-

tionen des sozialen Wohlergehens empirisch bestimmt werden. Die erste Funktion würde das derzeitige System des Mindesteinkommens zur Eingliederung rechtfertigen. Die zweite würde die Niedrigeinkommen begünstigen und zugleich eine Beschäftigungsprämie rechtfertigen. Das Mindesteinkommen, das den Personen, deren Produktivität am geringsten ist, garantiert wird, und dessen Änderung entsprechend der Tätigkeit hängen somit insbesondere vom Umverteilungswillen der Gesellschaft, mit anderen Worten von ihrer mehr oder weniger großen Abneigung gegenüber der Ungleichheit, sowie von der Ungleichheit der Einkünfte vor der Umverteilung ab.

Bei Ausweitung des ursprünglichen theoretischen Rahmens in einer dynamischeren Perspektive kann die Annahme einer relativen Trägheit des Arbeitsangebots der am meisten benachteiligten Personen aufgegeben werden, wenn die Ausbildung mit einbezogen wird. Zu fördern wäre dann nicht mehr die Arbeit als solche, sondern auch die Ausbildung. Eine wirkliche Neuqualifizierung würde deren Beschäftigungsfähigkeit erhöhen und einen verstärkten Anreiz für eine Eingliederung in den Arbeitsmarkt darstellen.

Busca de empleo e inserción profesional de los beneficiarios del RMI

Laurence Rioux

En enero de 1998, el 26 % de los beneficiarios del RMI de diciembre de 1996 ocupan un empleo, el 17 % son inactivos y el 57 % están en el paro. Las tres cuartas partes de los que están en el paro buscan de manera activa un empleo y los más activos en la busca son los que mayor probabilidad tienen de conseguir uno. El esfuerzo de busca afecta también a la categoría de empleo conseguido : la probabilidad, para los ex parados más activos en la busca, de ocupar un contrato indefinido es mayor que la de ocupar un empleo temporal, y ésta es mayor que la de ocupar un empleo ayudado por el estado.

dad remunerada, puesto que cuatro de cada cinco personas empleadas siguen ocupando un empleo a los nueve meses de ser contratadas y dos de cada tres a los dieciocho meses. Para aquellas personas que han ocupado un empleo temporal, el ocupar un empleo ayudado por el estado antes que un contrato temporal clásico no disminuye ni aumenta la probabilidad de seguir trabajando todavía meses después del vencimiento del contrato. En cambio, las personas con contratos temporales tienen una mayor probabilidad de acceder a un contrato indefinido que las personas con un empleo ayudado.

Para aquellos beneficiarios que han ocupado un primer empleo, se registra una relativa estabilidad de la activi-

Los beneficiarios del RMI (renta mínima de inserción) : menos aislados familiar y socialmente que en la estadística administrativa

Bertrand Lhommeau

Varias encuestas llevadas a cabo por el Insee entre los hogares incluyen en sus preguntas el cobro de la renta mínima de inserción. Ahora bien, pese a unos protocolos de encuesta diferentes, ninguna de éstas logra abarcar de manera satisfactoria esa población específica. A la inversa, las fuentes administrativas sólo recogen las características necesarias al cálculo del monto de los subsidios a los que tienen derecho los solicitantes del RMI, y de hecho éstas resultan insuficientes a la hora de describir la actividad y las condiciones de vida de los beneficiarios de estos subsidios.

permite una confrontación original entre los datos administrativos, sacados de los archivos de la caja de compensaciones familiares que han sido la base de sondeo y los datos recogidos por entrevista con los beneficiarios seleccionados en la muestra. Así se corrige una laguna importante de la observación estadística de una población beneficiaria de un subsidio que es objeto de nutridos debates políticos, a los diez años y más de su creación.

La encuesta sobre el devenir de los individuos salidos del RMI, llevada a cabo por el Insee en enero y en septiembre de 1998, entre una muestra representativa de beneficiarios del RMI inscritos en una caja de compensaciones familiares en la metrópoli a finales de 1996,

Esta confrontación de los datos de encuesta y de los datos administrativos nos da una luz nueva sobre la familia de los beneficiarios del RMI. El aislamiento de los beneficiarios del RMI resulta muy relativizado. El aislamiento administrativo (hogar RMI aislado) no significa en la mayoría de los casos el aislamiento familiar (persona sola en el hogar) y *a fortiori* social.

Proceso de entrada en el programa del RMI (renta mínima de inserción) y modalidades de inserción

Valérie Cohen y
Brigitte Larguèze

El análisis de las biografías es para el sociólogo un instrumento privilegiado para el estudio del paso por el programa del RMI y de la realización del doble objetivo que se le define : garantizar un mínimo vital al preservar a sus beneficiarios de la exclusión social, a la vez que se favorece la inserción de éstos mediante unas formas de empleo no precarias.

En el caso de un déficit de formación o de relaciones, el RMI viene a juntarse a los ingresos sacados de empleos precarios o del paro ; o bien juega el papel de una ayuda que permite pasar de un empleo temporal a otro. Puesto que no permite contrarrestar la vulnerabilidad profesional, se inscribe en un conjunto de dispositivos que funcionan a la periferia del asalariado. Es el caso de los jóvenes en situación precaria, o de las madres con pocos estudios.

El análisis de 34 trayectorias sociales de beneficiarios muestra que el RMI sólo juega totalmente su papel para aquellos individuos que ya se benefician de recursos materiales, de una red relacional y de cierto nivel de estudios antes de su entrada en el programa. Así, este programa permite a unos jóvenes diplomados procedentes de medios humildes dedicarse a la busca de un primer empleo relacionado con su formación. Ayuda también a los trabajadores independientes a presentarse nuevamente sobre el mercado laboral.

Algunas categorías de la población, en fin, acumulan las dificultades : mala salud, pérdida de los vínculos con el mundo laboral y gran aislamiento social. El apoyo financiero que les proporciona el RMI a veces tan solo constituye una pequeña prestación que permite esperar el beneficio de otro mínimo social (subsidio de minusvalía, mínimo de vejez, etc.)

Contratos de inserción y de salida del RMI (renta mínima de inserción)

Jean-Paul Zoyem

Interrogados en septiembre de 1998, dos de cada cinco beneficiarios del RMI a finales de 1996 declaran no haber firmado ningún contrato de inserción social o profesional desde que están en el programa, cuando deberían legalmente haber firmado uno a los tres meses de cobrar el subsidio. La inserción profesional es el objetivo prioritario de los contratos de inserción : nueve de cada diez signatarios declaran que al menos uno de sus contratos se basaba en el acceso al empleo.

La proximidad del mercado laboral es un factor favorable a los contratos de inserción profesional : la propensión a firmar unos contratos de inserción profesional es mayor para los jóvenes y los diplomados. Esta es tanto más alta cuanto que es favorable el entorno económico : aquellos beneficiarios de un departamento con baja tasa de paro o con baja proporción de beneficiarios del

RMI tienen mayores oportunidades para firmar un contrato de este tipo.

Los efectos de los contratos de inserción profesional sobre la salida del RMI son contrastados : éstos favorecen la salida del RMI por unos empleos ayudados por el estado como el CES (contrato empleo solidaridad), pero no aumentan mucho las posibilidades de acceder a los empleos del sector privado, sobre todo aquellos de tiempo completo. Para estos empleos, son las características individuales (edad, cualificación, salud, etc.) las que tienen mayor protagonismo. Por otra parte, las posibilidades de salir del RMI van disminuyendo a medida que se alarga la presencia en el programa. En fin, un beneficiario que cobra por segunda vez el RMI después de salir del programa, ve disminuir sus posibilidades de salir otra vez del dispositivo.

RMI (renta mínima de inserción) e ingresos del trabajo : una evaluación de las ganancias relacionadas con el empleo

Marc Gurgand y David Margolis

La renta disponible de los hogares beneficiarios del RMI se compara aquí con la renta disponible a largo plazo de estos hogares si uno de sus miembros cobrara su salario potencial en enero de 1998. Con este fin, se valora la estructura de los salarios mensuales que podrían ofrecerse a los beneficiarios del RMI si tuvieran un empleo. Se describen y se descomponen las distribuciones de las presuntas ganancias monetarias para unos hogares de características diferentes (estas ganancias no toman en cuenta los costos de oportunidad, tales como el cuidado de los niños, gastos de transporte, etc.).

Las estimaciones y las simulaciones descansan en una encuesta representativa de los beneficiarios del RMI en diciembre de 1996 : los salarios observados en esta encuesta son muy bajos, sobre todo a causa del trabajo a tiempo parcial, incluso para los hombres. Sobre la base de esta distribución de los salarios, las tres cuartas partes de los hogares tendrían una ventaja financiera si ocupasen un empleo y la mediana de los

aumentos de renta es de unos 202 euros. Sin embargo, las ganancias de un monto muy bajo son numerosas. Además, menos de la mitad de las madres aisladas vería aumentar su renta. Si se les afectara un salario a los dos miembros de la pareja, el 96 % de esta categoría de hogares saldría ganando al trabajar en esas condiciones.

Siendo muy atípica la distribución de los salarios observados en esta población, se le afecta la estructura de los salarios observada en el conjunto de los asalariados de mismas características objetivas según la encuesta Empleo 1998. Esto significa que se considera a los beneficiarios del RMI con unas características no muy diferentes del resto de la población, lo cual constituye una hipótesis alta. Nueve de cada diez hogares beneficiarios del RMI vería en ese caso aumentar su renta de largo plazo (y la mediana pasa a unos 433 euros). Las madres aisladas siguen ocupando el último puesto en cuanto a interés monetario.

Ayuda al alojamiento y empleo

Cédric Afsa

Entre los beneficiarios del RMI (renta mínima de inserción) sin cónyuge ni hijos, aquellos que se benefician de una ayuda al alojamiento vuelven con más frecuencia que los demás a ejercer una actividad. Este resultado puede sorprender. En efecto, los beneficiarios de una ayuda tienen una renta global superior. Además, la ayuda al alojamiento es muy redistributiva, y los ingresos debidos a la recuperación de un empleo se ven reducidos por la disminución concomitante de la ayuda. Esto podría disuadir a los parados de recuperar un empleo, y más todavía si se trata de un empleo a tiempo parcial.

En realidad, la explicación de tal resultado es doble. Primero, está relacionado con el mecanismo de participación propia que permite acumular a corto plazo el RMI y los ingresos de actividad, y al hecho de que la ayuda al alojamiento no cubre la totalidad del alquiler : parte de éste queda a carga del beneficiario. La teoría económica estándar predice que este individuo intentará trabajar más para hacerse cargo de lo que le queda por

pagar. Esto es lo que resulta ser la variable económica determinante y no el monto de la ayuda al alojamiento. Además, la reducción de la ayuda debida a la recuperación de un empleo no interviene de inmediato sino con un plazo que puede alcanzar los dieciocho meses. Se analizan aquí sólo los efectos sobre los primeros meses de la recuperación de actividad. No es posible, a falta de datos, dar una respuesta a la cuestión del efecto de la ayuda a más largo plazo sobre la actividad.

Ahora bien, esta explicación meramente teórica del fenómeno ignora el primer objetivo de una ayuda al alojamiento : ayudar a su beneficiario a acceder a – o a conservarla – su autonomía residencial, factor de integración social y económica. De hecho, se registra en esta muestra una movilidad residencial muy grande que los datos no permiten abarcar con la suficiente precisión. El análisis simultáneo de las trayectorias residenciales y de actividad daría una nueva luz sobre la relación entre la ayuda al alojamiento y la actividad.

Salario de reserva, subsidio de paro degresivo y renta mínima de inserción

Laurence Rioux

Aunque el salario propuesto no sea el único motivo posible de rechazo, un empleo mal remunerado es difícilmente aceptado. La noción de « salario de reserva » pone de manifiesto esta tendencia : el salario de reserva de un desempleado, definido como el salario mínimo sin el cual este desempleado rechaza una oferta de empleo, juega un papel importante en la salida del desempleo. Ahora bien, la información directa sobre los salarios de reserva es escasa. En Francia, sólo dos encuestas del Insee interrogan a los desempleados sobre el salario horario mínimo que exigen para aceptar un empleo.

Los desempleados que cobran el RMI (renta mínima de inserción) tienen un salario de reserva menor que los demás desempleados : dos de cada tres exigen a todo

lo más el salario mínimo horario para trabajar, mientras que las dos terceras partes de los demás desempleados piden al menos el salario mínimo horario. Los beneficiarios del RMI que encuentran un empleo aceptan unos salarios muy inferiores a los de los demás desempleados.

El salario de reserva baja cuando el episodio de paro se alarga. Pero esta baja es reducida, y más para los beneficiarios del RMI que para los demás desempleados. En fin, el efecto de antigüedad en el paro sobre el salario de reserva no distingue mucho a los desempleados que encuentran un empleo de los que permanecen en el paro : aquéllos apenas han bajado su salario de reserva en comparación con éstos.

El impacto de tres años de reforma sobre las trampas de inactividad

Cyrille Hagneré y
Alain Trannoy

El bajo incentivo de la recuperación de un empleo a tiempo parcial para un beneficiario de los mínimos sociales (renta mínima de inserción, subsidio de monoparentalidad, subsidio específico de solidaridad) era denunciado de manera unánime antes de instaurarse la llamada ley Aubry. Ésta, asociada con otras medidas (prima para el empleo, reforma de las ayudas al alojamiento, cálculo del impuesto de inquilinato), modifica la situación de los individuos. Desde entonces, la renta disponible es una función creciente de la duración del trabajo, sea el que sea el horizonte temporal elegido.

Un análisis de unos casos modelos muestra, por ejemplo, que un soltero remunerado con el salario mínimo, a tiempo parcial o a tiempo completo, conserva la casi totalidad de sus ingresos salariales al horizonte de un año. Éste conserva todavía la mitad de estos ingresos si la recuperación de empleo va más allá del primer año

en el caso de un tiempo completo. En cambio, no se ayuda a conservar un tiempo parcial al cabo del segundo año ya que el individuo tan sólo se beneficia de la quinta parte de la renta de actividad anterior.

La modificación de las ayudas al alojamiento, en parte ignorada, resulta ser el instrumento más importante de esta reevaluación de los incentivos financieros a la vuelta al empleo. Una de las características mayores del RMI era ayudar al empleo a tiempo parcial a corto plazo y al de tiempo completo a largo plazo y ahora nos orientamos más hacia una ayuda al empleo de tiempo completo, sea el que sea el horizonte. Las diferencias entre los beneficiarios según el programa de ayuda se reducen fuertemente. A corto plazo, aquellos individuos sin cónyuge más incitados a conseguir un nuevo empleo son las mujeres con un niño de menos de tres años.

Renta mínima y redistribución óptima de la renta : cimientos teóricos

François Bourguignon

Elemento clave del sistema de protección social, el RMI (renta mínima de inserción) ocupa un puesto determinante en el sistema redistributivo francés. Sus efectos potencialmente desincentivos sobre la actividad de sus beneficiarios son objeto de debate entre aquellos que propugnan la inserción sobre el mercado laboral abogando por el principio de eficacia o de inclusión social y los que defienden el derecho de cada individuo a una renta mínima según un principio de equidad, aun con el riesgo de reducir el nivel de empleo.

Siguiendo ciertas hipótesis, el óptimo social justifica el principio de una renta mínima garantizada para aquellos individuos cuya productividad en el trabajo es muy baja, *a fortiori* nula. Esta renta resulta ser una combinación de transferencias fijas, de transferencias limitadas en función de los ingresos propios y/o de un impuesto sobre la renta posiblemente « negativo ». Infiriendo la productividad laboral de la renta laboral registrada, tratamos de determinar de manera empírica la redistribución óptima

para las rentas bajas a partir de dos funciones de bienestar social. La primera justifica el programa actual del RMI. La segunda abogaría por las bajas rentas y al mismo tiempo daría argumentos a favor de la prima para el empleo. La renta mínima a garantizar para los individuos cuya productividad es la más baja y su evolución en función de la actividad dependen ante todo de la voluntad redistributiva de la sociedad, o sea de su aversión más o menos fuerte por la desigualdad, y de la desigualdad de la renta antes de la redistribución.

Ampliando el marco teórico inicial en una perspectiva más dinámica, puede descartarse la hipótesis de una relativa inercia de la oferta laboral de los más desfavorecidos, si se toma en cuenta la actividad de formación. Ya no sería sólo el trabajo en sí lo que deberíamos sostener, sino también la actividad de formación. Una verdadera nueva cualificación aumentaría la capacidad de los más desfavorecidos a ocupar un empleo y les incitaría más a insertarse en el mercado laboral.