

Mesure des effets redistributifs d'une réforme des minima sociaux à l'aide d'un nouveau critère de dominance

In: Revue économique. Volume 53, n°6, 2002. pp. 1205-1234.

Résumé

Nous étudions une réforme des minima sociaux généralisant les conditions du cumul avec une activité rémunérée. Plus précisément, il s'agit d'octroyer une allocation dégressive à taux constant en fonction des revenus d'activité du type de l'allocation compensatrice de revenu. La modulation de cette aide en fonction de la taille du ménage et du loyer est explicitée en détail. Plusieurs variantes de la réforme sont analysées et chiffrées par le biais de microsimulations sur l'échantillon français du panel européen. L'impact redistributif de la réforme incluant un volet financement est ensuite étudié à l'aide d'un nouveau critère de dominance bi-dimensionnel (dimensions revenu et taille familiale) introduisant un intervalle d'échelles d'équivalence admissibles. Ce critère se révèle beaucoup plus discriminant que les autres critères mis au point précédemment, où il n'existe implicitement aucune borne aux échelles d'équivalence, et permet de conclure à la supériorité distributive de la réforme, contrairement aux critères existants.

Abstract

Measuring the redistributive impact of a reform of the welfare system with a new dominance criterion

This paper examines a reform of the French welfare system. More precisely, it is a question of granting a decreasing benefit according to earned income. The modulation of this benefit according to the family size and the rent is clarified in detail. Several alternatives of the reform are analyzed and quantified by means of microsimulations on the French sample of the European Panel. The redistributive impact, including financing, is then studied using a new two-dimensional dominance criterion (dimensions income and family size) introducing an interval of acceptable equivalence scales. This criterion allows to conclude to the redistributive interest of the reform whereas the usual criteria, which are based on unbounded equivalence scales, lead to a vague diagnostic.

Citer ce document / Cite this document :

Fleurbaey Marc, Trannoy Alain, Hagneré Cyrille. Mesure des effets redistributifs d'une réforme des minima sociaux à l'aide d'un nouveau critère de dominance. In: Revue économique. Volume 53, n°6, 2002. pp. 1205-1234.

http://www.persee.fr/web/revues/home/prescript/article/reco_0035-2764_2002_num_53_6_410466

Mesure des effets redistributifs d'une réforme des minima sociaux à l'aide d'un nouveau critère de dominance

Marc Fleurbaey*
Cyrille Hagneré**
Alain Trannoy***

Nous étudions une réforme des minima sociaux généralisant les conditions du cumul avec une activité rémunérée. Plus précisément, il s'agit d'octroyer une allocation dégressive à taux constant en fonction des revenus d'activité du type de l'allocation compensatrice de revenu. La modulation de cette aide en fonction de la taille du ménage et du loyer est explicitée en détail. Plusieurs variantes de la réforme sont analysées et chiffrées par le biais de microsimulations sur l'échantillon français du panel européen. L'impact redistributif de la réforme incluant un volet financement est ensuite étudié à l'aide d'un nouveau critère de dominance bi-dimensionnel (dimensions revenu et taille familiale) introduisant un intervalle d'échelles d'équivalence admissibles. Ce critère se révèle beaucoup plus discriminant que les autres critères mis au point précédemment, où il n'existe implicitement aucune borne aux échelles d'équivalence, et permet de conclure à la supériorité distributive de la réforme, contrairement aux critères existants.

MEASURING THE REDISTRIBUTIVE IMPACT OF A REFORM OF THE WELFARE SYSTEM WITH A NEW DOMINANCE CRITERION

This paper examines a reform of the French welfare system. More precisely, it is a question of granting a decreasing benefit according to earned income. The modulation of this benefit according to the family size and the rent is clarified in detail. Several alternatives of the reform are analyzed and quantified by means of microsimulations on the French sample of the European Panel. The redistributive impact, including financing, is then studied using a new two-dimensional dominance criterion (dimensions income and family size) introducing an interval of acceptable equivalence scales. This criterion allows to conclude to the redistributive interest of the reform whereas the usual criteria, which are based on unbounded equivalence scales, lead to a vague diagnostic.

Classification JEL : D31, D63, H20

* CATT, Université de Pau et THEMA, Université de Cergy-Pontoise.

** OFCE, Département des Études et THEMA, Université de Cergy-Pontoise.

*** THEMA, Université de Cergy-Pontoise, 33 boulevard du Port, 95011 Cergy-Pontoise Cedex.

Cette étude a fait l'objet d'un financement du Commissariat général au Plan dans le cadre de l'appel d'offres « Revenus d'activité, minima sociaux et autres formes d'aide », au titre du projet *Des minima sociaux sous la forme de prestations dégressives : évaluation d'une réforme* dont le rapport final est disponible dans Trannoy [2000]. Nous remercions l'INSEE pour la mise à disposition des données du panel européen.

INTRODUCTION

S'il est un constat qui rassemble de nombreux analystes, c'est le fait que les bénéficiaires de minima sociaux figurent parmi les catégories qui supportent les taux de prélèvement les plus lourds sur les revenus d'activité (voir, entre autres, CSERC [1997], Bourguignon-Chiappori [1998], Laroque-Salanié [1999], Fleurbaey-Hagneré-Martinez-Trannoy [1999]). Alors même que le dispositif d'insertion financé par l'État et les départements a été laborieusement mis en place pour les aider à retrouver un travail, ce même État leur confisque tout ou partie de leur rémunération.

La réforme Aubry¹ introduit un certain nombre de dispositions qui vont dans la bonne direction, mais ce type de mécanisme ne rompt pas avec la logique qui a prévalu lors de la création du RMI. Le minimum social est conçu comme un phénomène transitoire. L'allocation de base sert de béquille financière, le temps que l'allocataire se réinsère dans le monde du travail. Si l'on parlait d'une philosophie différente, celle qui sous-tend l'idée de l'allocation compensatrice de revenus (ACR) de Godino [1999], on serait amené à se prononcer pour une allocation dégressive en fonction des revenus d'activité. Le mécanisme de l'intéressement, tel qu'il fonctionne aujourd'hui, diffère de celui d'une allocation dégressive sur deux points. Premièrement, il est temporaire, alors qu'une allocation dégressive s'appliquerait en permanence. Deuxièmement, le mécanisme n'intervient qu'à l'occasion d'une reprise d'emploi. De ce fait, un allocataire ayant toujours conservé une activité faible ne peut en bénéficier. Une allocation dégressive s'appliquerait, elle, en permanence à toute personne satisfaisant aux conditions de ressources. Cette réforme, qui vise à compléter les ressources des familles, dont les actifs travaillent essentiellement à temps partiel, trouve, selon nous, sa justification dans la difficulté qu'éprouvent les allocataires de minima sociaux à retrouver d'emblée un travail à temps plein. Le travail à temps partiel représente en quelque sorte une marche plus accessible qui leur permet, peut-être, dans un second temps d'accéder au plein temps. Il convient donc dans cette phase, qui peut se révéler longue, de compléter la rémunération offerte par le marché du travail.

Cette étude vise moins à défendre la transformation des minima sociaux français en allocation dégressive qu'à éclairer le choix futur du législateur entre la formule actuelle et cette alternative. Notre position est similaire à celle d'Atkinson [1995] qui, en étudiant une formule d'allocation universelle associée à un taux de taxe linéaire, n'entend pas faire de prosélytisme mais tente d'éclairer les termes du débat en cherchant à préciser les gains et les pertes en termes d'efficacité et d'équité associés à une telle mesure. La réforme est d'abord décrite avec une grande précision, incluant les délicats problèmes posés par l'intégration des aides à la famille et au logement. Cette phase, probablement assez technique, est cependant rendue complètement nécessaire par la complexité même du système français de minima sociaux. Le vocable d'ACR peut recouvrir des systèmes en fait assez différents². L'un des apports de cette première partie est de proposer une formalisation stylisée des aides aux bas revenus

1. Voir Hagneré-Trannoy [2001] pour une analyse sur cas type.

2. Voir, par exemple, les formules étudiées par Murat-Roth [2000].

qui peut être réutilisée à d'autres fins. Dans cette évaluation de la réforme, nous supposons que les comportements d'offre de travail, et par conséquent les revenus primaires des ménages, ne sont pas affectés par la réforme. Cette hypothèse est certes irréaliste, mais l'analyse à comportements constants permet de bien cerner les effets redistributifs directs de la réforme¹.

Le critère de base que nous adoptons ici pour l'analyse des inégalités est le critère de dominance de Lorenz, qui repose essentiellement sur l'idée qu'il est bon de redistribuer du revenu d'un riche vers un pauvre. Ce critère² a l'avantage de ne reposer que sur ce principe éthique minimal, mais, en contrepartie, a l'inconvénient d'être rarement satisfait lorsqu'on compare deux distributions quelconques.

L'analyse des effets de la réforme sur la distribution des revenus nets est compliquée ici par le fait que les ménages sont hétérogènes, notamment en termes de taille, et il serait incongru de considérer par exemple qu'un ménage de cinq personnes avec un revenu annuel de 150 000 F est plus riche qu'un célibataire ayant un revenu de 140 000 F. Malheureusement, même si l'on s'en tient au seul critère de la taille, il est difficile d'évaluer les différences de besoins et de les transcrire dans des comparaisons de revenus.

Deux méthodes sont en usage pour procéder à cette transcription. La première consiste à définir des échelles de conversion des besoins en revenu, les échelles d'équivalence, et qui le plus souvent sont formulées en termes proportionnels. À chaque type de ménage est associé un nombre d'unités de consommation, et la comparaison entre les ménages se fait sur la base du revenu par unité de consommation. L'échelle d'Oxford, la plus connue, attribue une unité de consommation au premier adulte du ménage, puis 0,7 aux adultes supplémentaires, et 0,3 aux enfants. Par exemple, un couple avec deux enfants aura $1 + 0,7 + 0,3 + 0,3 = 2,3$ unités de consommation. Cette méthode a un inconvénient évident : les échelles d'équivalence sont difficiles à mesurer, et il s'avère même impossible de les évaluer sur la simple base des comportements des ménages, puisqu'on n'observe pas véritablement de choix d'arbitrage entre revenu et taille du ménage. En outre, même en supposant que l'on observe de tels choix (il existe en fait des données déclaratives sur la façon dont les ménages perçoivent leur niveau de vie), les préférences des ménages sont vraisemblablement hétérogènes en la matière, et il est difficile, et peut-être peu légitime, de les agréger en un système unique d'échelles d'équivalence.

La seconde méthode, due à Atkinson et Bourguignon [1987] et reprise dans Bourguignon [1989], consiste à vérifier, à l'aide d'un critère facile à calculer, que l'on a une préférence en faveur d'une distribution, pour une famille très large d'échelles d'équivalence. En simplifiant, leurs critères ont besoin uniquement d'un classement ordinal des besoins (par exemple, il faut déterminer si une famille monoparentale avec deux enfants a plus ou moins de besoins qu'un

1. L'étude des effets incitatifs en intégrant la réaction de comportement en matière d'offre de travail a fait l'objet de travaux complémentaires (Gravel-Hagneré-Picard [2000], Dormont-Olmedo [2000]), et celle des effets redistributifs à comportements non constants est présentée dans Gravel-Hagneré-Picard-Trannoy [2001].

2. On trouvera une présentation pédagogique de l'approche de la dominance au sens de Lorenz dans Trannoy [1999].

couple avec un enfant), et garantissent l'unanimité pour toutes les échelles d'équivalence compatibles avec ce classement ordinal. Lorsque deux distributions de revenus sont comparables d'après l'un des critères d'Atkinson et Bourguignon¹, c'est très satisfaisant du point de vue des échelles d'équivalence, puisqu'on est sûr qu'aucune objection ne peut s'appuyer sur une échelle quelconque parmi celles compatibles avec le classement ordinal des besoins. En revanche, la contrepartie est ici encore que la dominance selon ces critères est rarement obtenue, et l'on peut suspecter que ces critères ne sont parfois pas satisfaits uniquement en raison d'objections éventuelles basées sur des échelles d'équivalence aberrantes, par exemple l'échelle d'équivalence selon laquelle un couple a mille fois plus de besoins qu'un célibataire...

Pour pallier les faiblesses des deux approches, les effets distributifs de la réforme sont appréciés à l'aide d'un nouveau critère de dominance sociale incluant la problématique de la taille familiale dont l'étude proprement théorique se trouve dans Fleurbaey-Hagneré-Trannoy [1998]. Ce critère se retrouve à mi-chemin de l'approche à la Atkinson-Bourguignon [1987] qui néglige de prendre en compte les informations transmises par les échelles d'équivalence et celle qui s'appuie sur une échelle d'équivalence unique. Le critère élaboré est en quelque sorte intermédiaire entre les deux méthodes décrites ci-dessus. Il consiste à garantir la dominance au sens de Lorenz, pour toute une famille d'échelles d'équivalence, mais cette famille est définie de façon à exclure les échelles aberrantes.

LES PARAMÈTRES DE LA RÉFORME

L'objectif de la réforme est de réduire le taux de prélèvement sur les revenus du travail, afin d'inciter les RMistes à exercer une activité, au moins à temps partiel. La problématique est rendue plus complexe du fait de la présence de l'allocation logement, des allocations familiales et de l'impôt sur le revenu. Les principes exposés valent pour tous les minima sociaux et en particulier pour les trois plus importants d'entre eux, le revenu minimum d'insertion (RMI), l'allocation de parent isolé (API), l'allocation spécifique de solidarité (ASS). Nous exposons d'abord un scénario central qui peut servir de référence avant de présenter différentes variantes qui peuvent apparaître comme autant d'affadissements de la réforme. Cette dernière est en effet la plus simple, la plus cohérente mais aussi la plus coûteuse de la panoplie des réformes envisageables. Elle est aussi celle qui se démarque le plus du système existant. Elle est obtenue d'une façon logique en se posant la question suivante : quel est le taux d'imposition minimum que l'on peut pratiquer sur les revenus d'activité des ménages à faibles revenus en ne touchant pas au niveau du SMIC, au niveau du RMI, et à l'impôt sur le revenu ? Le cas du célibataire logé gratuitement est d'abord envisagé avant de présenter dans son ensemble la réforme en introduisant des aménagements pour tenir compte de la taille familiale, de l'âge des enfants à charge, de l'aide en nature que représente l'allocation logement, et des autres revenus hors activité.

1. Par exemple, le critère popularisé sous le nom de Lorenz séquentiel.

Calibrage de la réforme pour le cas-type du célibataire hébergé¹

Considérons d'abord le cas d'un célibataire (59 % des RMistes) qui ne touche pas d'allocation logement en raison d'un hébergement en foyer ou chez des proches (cas de la moitié des RMistes). Nous avons besoin d'introduire les notations suivantes : X désigne le montant de l'allocation, B l'allocation de base forfait logement déduit, ω le taux de salaire, L les heures travaillées, ι le taux marginal de prélèvement sur les revenus d'activité, Y le revenu disponible. En faisant fi de la dimension temporelle et des revenus hors activité du travail, la formule générale stylisant le montant de l'allocation est du type suivant :

$$X = \max \{B - \iota\omega L, 0\} \quad (1)$$

et celui du montant du revenu disponible :

$$Y = \max \{B + (1 - \iota)\omega L, \omega L\} \quad (2)$$

La formule (1) détermine implicitement le plafond de ressources $(\omega L)^*$ en dessous duquel l'allocataire reçoit une allocation :

$$(\omega L)^* = B/\iota \quad (3)$$

ou, d'une manière symétrique, le taux marginal de prélèvement en fonction du plafond de ressources.

Cette modélisation est statique, alors que l'intégration de la dimension temporelle des versements de prestations se révèle tout à fait essentielle pour comprendre la législation actuelle. Nous indiquons maintenant les différentes variables par le mois de perception, $t = 1, \dots, T$. Depuis la création du RMI, le cas de la reprise d'activité est traité d'une manière spécifique. Supposons donc que l'individu reprenne une activité le mois t_r et que ce travail à L heures mensuelles perdure plus de quinze mois. La chronique des heures travaillées est la suivante :

$$L_t = 0 \quad \text{pour } t = t_r - 3, \dots, t_r - 1 \quad (4a)$$

$$L_t = L > 0 \quad \text{pour } t = t_r, \dots, T \quad \text{avec } T > t_r + 15 \quad (4b)$$

Dans la version Aubry, les montants mensuels de RMI sont donnés par les formules stylisées suivantes :

$$X_t = B \quad \text{pour } t = t_r, \dots, t_r + 2$$

$$X_t = \max \{B - 0,5 \omega L, 0\} \quad \text{pour } t = t_r + 3, \dots, t_r + 14 \quad (5)$$

$$X_t = \max \{B - \omega L, 0\} \quad \text{pour } t > t_r + 14$$

Calculé sur un horizon mensuel, le taux de prélèvement est donc de 0 % sur les trois premiers mois, de 50 % pendant les douze mois suivants et de 100 %

1. Les principes mis en avant dans ce paragraphe s'appliquent également pour les RMistes sans domicile fixe (9 % du total des RMistes). Seul le montant de l'allocation de base diffère par suite de l'inclusion du forfait logement.

ensuite. Calculé sur un horizon annuel, le taux de prélèvement est de 37,5 % si le nombre d'heures travaillées par mois est constant. Sur un horizon plus lointain, le calcul est moins favorable ; par exemple, sur un horizon de deux ans sans actualisation, le taux de prélèvement s'élève à 62,5 %.

La description d'un minimum social ne serait pas complète si on oubliait de décrire les conditions sur les chroniques de revenu d'activité et/ou d'heures travaillées passées pour que l'individu soit éligible au versement du minimum social. Expliciter ici par le menu ces conditions serait hors de propos, mais il est suffisant de les décrire sous la forme du respect de certaines inégalités.

Si t définit la période présente, un minimum social se définit par des constantes a_1, \dots, a_{t-1} et b_1, \dots, b_{t-1} , telles qu'une condition nécessaire pour faire partie des allocataires à la période t est de satisfaire :

$$L_{t'} \leq a_{t'} \quad \text{et} \quad \omega L_{t'} \leq b_{t'} \quad \text{pour} \quad t' = 1, \dots, t-1 \quad (6)$$

Un minimum social est donc servi sous conditions d'activité et de ressources passées. Bien sûr, certaines de ces conditions peuvent ne pas être définies pour certaines périodes, cela n'a pas d'importance pour la portée du raisonnement qui va suivre. Un minimum social avec la réforme Aubry peut être schématisé par les formules (7a) et (7b) pour une certaine valeur des paramètres. En notant L_t^p la moyenne mensuelle des heures travaillées au cours de la période pertinente¹ pour le calcul du minimum social en t , on a :

$$X_t = \max \{ B - \iota \omega L_t^p, 0 \} \quad (7a)$$

$$\text{pour} \quad t' = 1, \dots, t-1, \iota = 1 \quad \text{si} \quad L_{t'} > a_{t'} \quad \text{ou} \quad \omega L_{t'} > b_{t'} \quad (7b)$$

La réforme ne touche pas au niveau de l'allocation de base, B , et maintient le principe des premiers mois d'intéressement à taux plein. Un argument milite pour le maintien de cette disposition : la révision du montant du RMI n'intervient que tous les trois mois et la récupération de trop perçus se révèle toujours délicate à opérer². Cette disposition présente cependant deux inconvénients. Le premier est de rendre le taux de prélèvement dépendant du rythme de l'activité dans l'année. Un saisonnier, qui travaille trois mois puis s'arrête trois mois et ainsi de suite, est avantagé par rapport à quelqu'un qui accomplit la même durée annuelle de travail mais également répartie le long de l'année³. Un deuxième inconvénient nous semble devoir être mentionné : le ménage concerné doit gérer une baisse sensible de son revenu mensuel entre le troisième et le quatrième mois de reprise d'activité.

1. Rappelons que le RMI et l'API sont calculés tous les trimestres sur la base des revenus perçus au cours du trimestre précédent la révision des ressources. Le montant de l'allocation est donc le même pendant les trois mois séparant deux révisions trimestrielles.

2. La formule (7a) montre bien que le système des premiers mois de cumul à taux plein découle du caractère trimestriel de la révision des ressources et non d'une générosité au niveau de taux de prélèvement. En effet, quel que soit la valeur de ι , on a $X_t = 0$ puisque $L_t^p = 0$ (cf. note *supra*).

3. Une solution pour pallier cet inconvénient aurait consisté à mensualiser le RMI, mais elle implique des coûts d'ordre administratif.

La réforme abaisse, par contre, le niveau du taux marginal de prélèvement de 50 à 40 %, elle *supprime toute limitation concernant la durée de l'intéressement et les conditionnements* qui limitent le champ des allocataires pour étendre le bénéfice des allocations à tous les titulaires de revenus provenant de temps partiel¹.

Avec la réforme, les montants mensuels de RMI sont donnés par la formule stylisée suivante qui vient se substituer aux équations (7a) et (7b) :

$$X_t = \max \{ B - 0,4 \omega L_t^p, 0 \} \quad (8)$$

Hormis les trois premiers mois où aucun prélèvement n'est opéré, l'individu entre dans un régime permanent où il est imposé à 40 %. Pourquoi ce taux de 40 % ? Ce taux est le *taux minimum de prélèvement* sur les revenus d'activité sans remettre en cause les fondamentaux de notre système de protection des bas revenus, à savoir le montant du SMIC et celui du RMI de base.

Pratiquer un taux² plus faible entraînerait l'entrée dans le dispositif RMI des Smicards temps plein. En effet, la condition d'arbitrage selon laquelle un SMIC plein temps représente le plafond de ressources conduit, de par l'équation (3), au taux marginal de prélèvement suivant :

$$t = B/\text{SMIC} \quad (9)$$

soit pour l'année 1995, qui est l'année charnière pour les données du Panel européen :

$$2\,046/5\,125 = 39,9 \%$$

où 2 046 F représente le montant du RMI de base, forfait logement déduit, et 5 125 F est la valeur du SMIC net³.

Venons-en aux commentaires qu'appellent les deux autres volets de la réforme. Le deuxième aspect de la réforme consiste à supprimer tout horizon pour la période pendant laquelle un cumul du minimum social et d'une activité rémunérée est possible. Éviter des comportements d'arbitrage temporels du type – cesser au bout d'un an l'activité salariée pendant trois mois pour la reprendre ensuite afin de bénéficier de nouveau du cumul permis par la loi Aubry – constitue à l'évidence une motivation d'une telle disposition.

Le troisième aspect de la réforme, qui est loin d'être le moins innocent, est de supprimer les conditionnements qui limitent le champ des allocataires. Les conditions (7b) disparaissent, la chronique des activités ou des ressources passées ne jouent plus de rôle dans l'obtention ou non d'une allocation. Ce troi-

1. Les conditions d'éligibilité relatives à l'âge et la situation familiale de l'allocataire ne sont pas modifiées.

2. Si le taux marginal de prélèvement n'est pas constant, la proposition devient : le taux moyen de prélèvement ne peut pas être inférieur à 40 %.

3. Godino [1999] a en tête la même idée mais appliquée cette fois-ci au rapport SMIC brut sur montant du RMI forfait logement non déduit. Il obtient alors un niveau de prélèvement de 36 %. Fleurbaey-Hagneré-Martinez-Trannoy [1998] appliquait la même idée sur le rapport SMIC net plus allocation logement (pour un repreneur d'emploi) sur RMI plus allocation logement et obtenait un taux proche de 50 %. Il nous semble que le problème de l'aide au logement nécessite bien une réflexion spécifique.

sième aspect de la réforme lui confère certainement un parfum de revenu universel mais une raison plus spécifique milite pour son adoption : éviter que *notre système de minima sociaux n'offre des opportunités d'arbitrage*. Le coefficient d'utilisation des ressources de l'économie diminue, au moins momentanément, et il est clair que l'efficacité économique proscrit ce genre de calcul.

Au fond, ces deux dispositions sont parallèles, l'une dans la dimension temporelle et l'autre dans une dimension transversale. Les deux arguments qui viennent en appui sont aussi de même facture, un argument d'absence d'opportunité d'arbitrage.

Un autre argument peut être avancé. Il concerne l'harmonisation des minima sociaux. Comme le législateur n'a pas prévu de transition entre l'ASS et le RMI (contrairement à la transition entre l'API et le RMI), la formule d'intéressement du RMI ne s'applique pas dans le cas où, à la date de la reprise d'activité, l'individu n'était pas RMISTE. Par voie de conséquence, on peut construire des scénarios où le taux de prélèvement passe de 0 en régime d'ASS à 100 % en régime de RMI¹. Supprimer le conditionnement sur le statut passé permet donc de lisser les chroniques de revenus des individus passant d'un minimum social à un autre.

Il faut être conscient que les trois modifications introduites ont pour résultat d'étendre le champ des bénéficiaires des minima sociaux à des travailleurs à temps partiel. Trois catégories peuvent être distinguées.

(i) Les individus dont le revenu d'activité était compris entre deux fois le montant du RMI de base et le SMIC. C'est évidemment la baisse du taux de prélèvement qui en est responsable.

(ii) Les individus qui prolongent leur travail à temps partiel au-delà d'une période d'un an. La suppression de la durée de la période d'intéressement en est ici la cause.

(iii) Les travailleurs à temps partiel qui ne sont pas passés par le chômage au préalable. La disparition de restrictions ayant trait aux activités ou revenus passés joue ici son rôle.

Cette séparation en trois catégories de bénéficiaires peut être commode pour identifier le coût et l'impact incitatif de la réforme.

1. Considérons le cas type suivant sans doute assez particulier mais qui appartient bien à l'ensemble des cas possibles. Un individu a travaillé du 1^{er} janvier 1990 au 1^{er} janvier 1995, soit cinq années de travail consécutives. Il est au chômage du 1^{er} janvier 1995 au 1^{er} janvier 2000. À la révision semestrielle du calcul de l'ASS le 1^{er} janvier 2000, l'individu respecte toujours les conditions pour bénéficier de l'ASS et ceci pendant le premier semestre 2000. Supposons qu'il retrouve du travail à temps partiel pendant les deux derniers mois du second trimestre 2000. À la révision semestrielle du calcul de l'ASS, il ne compte plus cinq années d'activité salariée dans les dix dernières années et, par là même, il perd le droit de toucher l'ASS. En supposant que son revenu d'activité est suffisamment faible, il devient RMISTE. Une disposition actuelle postule que l'intéressement du RMISTE ne peut avoir lieu que si, à la date de la reprise d'activité, l'individu était RMISTE. Notre homme verra brutalement le taux de rétention appliqué à ses revenus d'activité passer de 100 % en régime d'ASS (bénéfice de la possibilité de cumul pendant les trois premiers mois) à 0 % en régime de RMI !

La prise en compte des caractéristiques démographiques du ménage : un taux de prélèvement indépendant de celles-ci

La taille familiale intervient actuellement par l'intermédiaire d'une majoration du niveau de base du RMI à raison des coefficients multiplicateurs suivants¹ :

Tableau 1. Coefficient multiplicateur du RMI de base selon la composition familiale

	Célibataire	Couple
Pas de personne à charge	1	1,5
1 personne à charge.....	1,5	1,8
2 personnes à charge	1,8	2,1
3 personnes à charge	2,2	2,5
4 personnes à charge	2,6	2,9

Les allocations familiales sont neutralisées dans le montant du revenu disponible puisqu'elles sont prises en compte dans le calcul des ressources pour le RMI. Une modélisation élémentaire donne en effet, en notant AF le montant des allocations familiales² et $\omega_i L_i$ le revenu d'activité de l'individu i , et en notant n le nombre d'individus du ménage indicés par $i = 1, \dots, n^3$:

$$X = \max \{B(n) - \tau \sum_i \omega_i L_i - AF(n), 0\} \quad (10)$$

D'où on obtient bien :

$$X = \max \{B(n) + (1 - \tau) \sum_i \omega_i L_i - AF(n) + AF(n), \sum_i \omega_i L_i + AF(n)\} \quad (11)$$

Il est assez remarquable que le législateur ait explicitement prévu que les formules d'intéressement ne dépendent pas de la taille familiale. En particulier, les formules (5) restent valables *mutatis mutandis*. L'autre spécificité du système du point de vue de l'intéressement est de traiter d'une façon totalement neutre les revenus d'activité du ménage, quelle que soit la personne du ménage à l'origine de ce revenu. Cette caractéristique est d'ailleurs une constante du système fiscal français. Nous proposons de conserver ces dispositions, et donc les trois principes définis pour le célibataire s'étendent sans difficulté à tous les types de ménage. En conséquence, le taux de prélèvement de 40 % s'applique au revenu d'activité du ménage pris dans sa globalité.

1. Montant de base du RMI incluant le forfait logement qui représente 12 % dans le cas d'une personne seule, 16 % dans le cas d'un couple et 609 F dans le cas de trois personnes.

2. Au sens large y compris le complément familial et la plupart des prestations familiales. Pour les plages de revenu qui nous intéressent, les allocations familiales ne dépendent pas du revenu d'activité.

3. En toute logique, il faudrait distinguer les adultes et les enfants à charge mais cela alourdirait la notation sans réel bénéfice pour l'analyse.

Le plafond de ressources $(\sum_i \omega_i L_i)^*$ en dessous duquel le ménage reçoit une allocation est défini par :

$$(\sum_i \omega_i L_i)^* = [B(n) - AF(n)]/0,4 \quad (12)$$

ce qui donne pour l'année 1995¹ :

Tableau 2. *Seuil en dessous duquel le ménage hébergé perçoit une allocation*

	(en F/mois)	
	Célibataire	Couple
0 enfant	5 116	7 791
1 enfant	7 791	8 738
2 enfants.....	7 075	8 819
3 enfants.....	5 105	7 431
4 enfants.....	5 300	7 044

On peut remarquer que le seuil $(\sum_i \omega_i L_i)^*$ diminue à partir du deuxième enfant pour le célibataire et à partir du troisième pour le couple. Cette décroissance s'explique par le fait que le supplément d'allocations familiales engendré par l'agrandissement de la famille est supérieur au supplément de RMI.

La prise en compte de l'âge des enfants fait l'objet des mêmes réponses. On sait que le système français institue une différenciation dans le traitement des ménages monoparentaux suivant l'âge des enfants. Plus précisément, si un des enfants a moins de 3 ans, le monoparental reçoit l'API et, lorsque l'enfant atteint son troisième anniversaire, l'allocataire entre dans le système de RMI. La majoration de l'allocation de base par rapport au RMI représente 20 % en plus. L'âge de l'enfant intervient d'une autre manière par le biais de l'allocation pour jeune enfant (APJE) qui est perçue dans les deux cas de figure. Mais l'APJE, qui ne dépend que de l'âge de l'enfant et non pas du nombre d'enfants, est prise en compte dans le calcul des ressources pour le RMI lorsque l'enfant a plus de 3 mois. En conséquence, pendant la maternité² et jusqu'au troisième mois, l'APJE s'ajoute aux ressources de l'allocataire alors qu'ensuite elle est neutralisée. Une modélisation de la transition API-RMI donne avec e l'âge de l'enfant :

$$X = \max \{B(n, e) - \omega L - AF(n) - \zeta_e APJE(e), 0\} \quad (13)$$

avec $\zeta_e = 0$ si $e < 3$ mois et $\zeta_e = 1$ sinon.

D'où l'on obtient bien :

$$Y = \max \{B(n, e) + (1 - \iota) \omega L - AF(n) + AF(n) - \zeta_e APJE(e) + APJE(e), \omega L + AF(n) + APJE(e)\} \quad (14)$$

Le taux d'intéressement dans la loi Aubry ne dépend plus de l'âge de l'enfant et nous endossons cette disposition si bien que le taux de prélèvement de 40 %

1. Nous considérons ici des enfants de plus de 3 ans, le premier enfant ne donne donc pas droit aux allocations familiales.

2. À partir du cinquième mois.

détermine le plafond de ressource $(\omega L)^*$ en dessous duquel le monoparental reçoit une allocation :

$$(\omega L)^* = [B(n, e) + (1 - \zeta_e) APJE(e) - AF(n) - APJE(e)]/0,4 \quad (15)$$

Les valeurs obtenues pour les données de l'année 1995 sont les suivantes :

Tableau 3. *Seuil en dessous duquel le monoparental hébergé avec un enfant de moins de 3 ans perçoit une allocation*

	(en F/mois)
1 enfant	8 005
2 enfants	8 942
3 enfants	7 245
4 enfants	7 715

La réforme pour les familles monoparentales « percute » le SMIC. La logique qui conduit à donner un supplément d'allocation de base du RMI aux ménages de plus d'une personne, voudrait que l'on accorde une aide à ces ménages lorsque leur revenu se limite à un seul SMIC. Or, les allocations familiales, qui ne dépendent pas du revenu et ne concernent que les ménages ayant au moins deux enfants, ne remplissent pas totalement ce rôle. C'est là une caractéristique de notre système de solidarité dans sa dimension familiale. Nous aidons les familles sans ressources – *via* le RMI majoré –, les familles nombreuses – *via* les allocations familiales –, ainsi que les familles aisées – *via* l'impôt sur le revenu à travers le mécanisme du quotient familial –, mais les familles avec un seul salaire au niveau du SMIC ne constituaient pas, jusqu'à une date très récente¹, une cible privilégiée de notre système de transfert.

La prise en compte de l'allocation logement : un taux de prélèvement indépendant du montant du loyer

Contentons-nous de décrire l'allocation logement (AL) comme une subvention à la demande en nature qui pratique le tiers payant jusqu'à un plafond assez bas d'ailleurs² (1 460 F pour un célibataire, 1 940 F pour un couple avec deux enfants habitant en région parisienne). Pour cette allocation, la prise en compte des revenus d'activité dépend de savoir si le ménage est ou non RMiste. Les ressources du ménage ne sont pas prises en compte tant que l'individu est au RMI, mais elles le deviennent lorsque le ménage en sort. Ceci induit une discontinuité dans l'évolution du revenu disponible en fonction des heures travaillées. La formule de calcul de l'AL³ est plutôt compliquée, mais il suffit pour

1. La prime pour l'emploi vise à corriger en partie cette déficience de notre système de transferts.

2. Pour une analyse plus poussée, on peut se reporter à Fleurbaey-Martinez-Trannoy [1998].

3. Des principes de réforme identiques s'appliqueraient pour l'APL.

notre raisonnement d'écrire explicitement les variables qui entrent en ligne de compte dans son calcul :

$$AL = AL(l, n, \zeta_x(\sum_i \omega_i L_{it}, t' \leq t))$$

$$\text{avec } \zeta_x = 0 \text{ si } X > 0 \text{ et } \zeta_x = 1 \text{ si } X = 0 \quad (16)$$

La solution immédiate pour éliminer le phénomène de discontinuité consiste à *supprimer le conditionnement de l'AL en fonction du RMI*. Notons que cette mesure implique intrinsèquement une diminution du montant de l'AL pour le RMiste qui travaille.

$$AL = AL(l, n, (\sum_i \omega_i L_{it}, t' \leq t)) \quad (17)$$

En supprimant un problème, on en fait surgir d'autres. La somme des revenus de transferts perçus par le ménage est alors obtenue comme l'addition des montants de minima sociaux selon les formules (10) ou (13) suivant les cas et de l'AL donnée par la formule (17). Si l'on calcule le taux de prélèvement sur les revenus d'activité non plus sur le seul minimum social mais sur la somme « minimum social plus allocation logement », il faut bien constater que celui-ci est décroissant en fonction des heures travaillées : il est fonction de la chronique des revenus et heures de travail passées, et il dépend de la dépense en logement. Trois inconvénients qui viennent perturber la lisibilité de la réforme. Nous estimons qu'il faut préserver l'*indépendance du taux de prélèvement* par rapport à toute caractéristique du ménage, afin que le groupe de variables qui représente des niveaux de besoin (dont le montant du loyer fait évidemment partie) et la variable d'activité jouent d'une façon additivement séparable sur le montant de l'allocation.

Pour étayer cette proposition, questionnons tour à tour le sens de la dépendance de la subvention au logement par rapport au travail et l'opposée à savoir le sens de la dépendance de la subvention au travail par rapport au logement.

Le fait que l'allocation doive dépendre positivement, au moins jusqu'à un certain plafond, de la dépense en logement traduit le fait que le logement est un bien tutélaire. Donc, dans une certaine limite, une augmentation de la dépense en logement doit être compensée par un transfert. Faut-il admettre que cette compensation soit plus forte dans le cas où l'individu est au chômage ? La réponse à cette question ne s'impose pas d'elle-même. Cependant, ceux qui rangent le logement parmi les biens primaires répondraient sans doute positivement à cette question.

Posons-nous maintenant le problème symétrique. La monotonie du revenu disponible du ménage avec le montant des heures travaillées ne souffre pas de constatation. Mais qu'en est-il de la relation entre cette augmentation et le montant des dépenses en logement du ménage ? Avec le mécanisme actuel, le fait de bénéficier de la gratuité d'un logement a une influence positive sur l'augmentation du revenu disponible. Une rationalisation d'une telle norme semble *a priori* difficile.

Nous concluons donc que la dépendance dans le sens « subvention au logement » par rapport au travail pourrait sans doute reposer sur des arguments de nature éthique, alors qu'il est plus difficile d'étayer la dépendance d'une « subvention au travail » par rapport au logement. Le problème vient de ce qu'admettre la première, c'est logiquement admettre la seconde lorsqu'on raisonne sur

l'ensemble des prestations¹. L'allocation logement a été créée en 1948 en un temps où le chômage de masse n'était pas encore le problème majeur à résoudre. Dans la mesure où le changement de priorité est manifeste, il nous semble approprié de donner la priorité à la propriété d'indépendance de la subvention au travail par rapport au logement et donc, par là même, de la subvention au logement par rapport au travail. La solution technique proposée pour établir cette indépendance consiste en deux dispositions simples.

Première disposition : tenir compte du montant de l'allocation logement dans les ressources qui sont prises en compte dans le calcul du RMI, solution qui est exactement celle retenue pour les allocations familiales.

Deuxième disposition : majorer le montant du RMI de base du niveau de l'allocation logement calculée pour un revenu nul d'activité.

Les deux modifications introduites reviennent à neutraliser l'allocation logement telle qu'elle existe actuellement pour tous les bénéficiaires actuels et potentiels d'un minimum social et à la remplacer par une allocation logement versée à taux plein à tous les allocataires. Au total, la solution choisie revient à *traiter le besoin logement de la même manière que le besoin lié à la taille familiale* : majoration de l'allocation de base et neutralisation de l'instrument traditionnel, les allocations familiales ou l'allocation logement. Formellement le RMI devient :

$$X = \max \{ B(n) + AL(l, n, 0) - \tau \sum_i \omega_i L_i - AF(n) - AL(l, n, (\sum_i \omega_i L_{it}, t' \leq t)), 0 \} \quad (18)$$

D'où on obtient :

$$Y = \max \{ B(n) + AL(l, n, 0) + (1 - \tau) \sum_i \omega_i L_i, (\sum_i \omega_i L_i) + AF(n) + AL(l, n, (\sum_i \omega_i L_{it}, t' \leq t)) \} \quad (19)$$

Le taux de prélèvement de 40 % détermine le plafond de ressource $(\sum_i \omega_i L_{it})^*$ en dessous duquel le ménage reçoit un montant positif de minimum social à travers la fonction implicite suivante :

$$0,4 (\sum_i \omega_i L_{it})^* + AL(l, n, (\sum_i \omega_i L_{it})^*, (\sum_i \omega_i L_{it}, t' < t)) + AF(n) + B(n) + AL(l, n, 0) = 0 \quad (20)$$

Il est à noter que ce plafond de ressources dépend de la chronique des revenus passés. Les valeurs obtenues pour un ménage dont les ressources ne varient pas dans le temps, payant 2 500 F de loyer à Paris et percevant l'allocation personnalisée au logement (APL) sont les suivantes :

1. Les dérivées secondes croisées du transfert par rapport aux deux dimensions logement et travail sont nécessairement identiques.

Tableau 4. *Seuil en dessous duquel le ménage percevant l'AL reçoit une allocation*

(en F/mois)

	Célibataire	Couple
0 enfant	9 100	12 400
1 enfant	12 850	13 850
2 enfants	12 050	14 250
3 enfants	6 000	9 800
4 enfants	6 100	9 000

La prise en compte de l'impôt sur le revenu : un abattement du revenu imposable égal au montant des autres revenus pour éviter un viol de l'équité horizontale

Les autres revenus qui comprennent les revenus du patrimoine mais aussi les allocations chômage et invalidité, ainsi que les pensions alimentaires, sont déjà prises en compte dans le calcul des ressources pour le RMI. Le taux de prélèvement est ici égal à 100 %, ce qui n'entraîne pas des biais de comportement comparables à un taux équivalent sur les revenus d'activité, hormis éventuellement des comportements de fraude. En reprenant le cas type du célibataire pour aller au plus simple, le montant du RMI s'écrit, en notant K le montant du revenu hors activité :

$$X = \max \{B - \omega L - K, 0\}$$

et celui du montant du revenu disponible :

$$Y = \max \{B + (1 - \tau) \omega L, \omega L + K\} \tag{22}$$

Jusqu'à cet endroit, nous avons en quelque sorte fait l'impasse sur l'impôt sur le revenu sur les personnes physiques (IRPP), ce qui se comprend dans la mesure où, dans la situation actuelle, le télescopage entre les minima sociaux et l'impôt sur le revenu est de fait impossible. En effet, le seuil d'imposition pour les célibataires (environ 40 000 F) dépasse le plafond de ressources en dessous duquel on perçoit les minima sociaux. L'extension du périmètre des minima sociaux change la donne et il faut donc considérer explicitement la situation des RMistes imposés.

Les catégories de revenu simultanément imposées à l'IRPP, et dont on tient compte dans le calcul des ressources pour les minima sociaux, sont : les revenus d'activité et les autres revenus. En notant T le montant de l'impôt, $T(\cdot)$ le barème, on peut écrire et en négligeant le décalage d'un an que l'impôt dû est donné par :

$$T = t(\omega L + K) \tag{23}$$

et le revenu disponible par :

$$Y = \max \{B + (1 - \tau) (\omega L) - t(\omega L + K), \omega L + K - t(\omega L + K)\} \tag{24}$$

Pour les autres revenus¹, le taux de prélèvement global peut dépasser 100 %. Concrètement, cela signifie qu'un ménage qui perçoit des allocations chômage peut se retrouver dans une situation financière pire qu'un ménage qui n'en perçoit pas, toutes choses égales par ailleurs. Pour éliminer cette anomalie, la réforme intègre un abattement du revenu imposable égal au montant des autres revenus qui ont été taxés à 100 % par le biais du minimum social. Les montants en jeu sont suffisamment modestes pour que cette disposition n'apparaisse pas comme un changement de l'économie de l'impôt sur le revenu.

Au total, l'impôt sur le revenu deviendrait :

$$T = t(\omega L) \quad \text{si} \quad K \leq B - 0,4 \omega L \quad (25)$$

$$T = t(\omega L + K) \quad \text{si} \quad K > B - 0,4 \omega L$$

et le revenu disponible obéirait à la formule suivante :

$$Y = \max \{B + 0,6 \omega L - t(\omega L), \omega L + K - t(\omega L + K)\} \quad (26)$$

Il est instructif de synthétiser la réforme sur l'ensemble du montant des prestations sociales (minimum social + allocations logement + allocations familiales) que reçoit un ménage. La réforme implique que le montant total des prestations sociales puisse s'écrire d'une façon affine en fonction des revenus d'activité. Les variables de besoins sont uniquement prises en compte dans la constante et n'influent pas sur le taux de prélèvement, exprimant une propriété de séparation additive entre la variable revenus d'activité et les autres variables. De manière quelque peu symétrique, les revenus du travail passés ne peuvent pas influencer le revenu forfaitaire. Si Z_t désigne l'ensemble du montant des prestations sociales, et si on pose :

$$A(n, e, l_t, K_t) = B(n, e) + AL(n, l_t, 0) + (1 - \zeta_e) APJE(e) - K_t \quad (27)$$

le montant total des prestations dans le cas d'une reprise d'activité le mois t est donné par :

$$Z_t(n, e, l_t, K_t, L_t) = A(n, e, l_t, K_t) \quad \text{pour} \quad t' = t, \dots, t + 3 \quad (28)$$

$$Z_t(n, e, l, K_t, L_t) = \max \{A(n, e, l_t, K_t) - 0,4 \sum_i \omega_i L_{it'}, 0\} \quad \text{pour} \quad t' > t + 3$$

Le financement de la réforme

Le type de financement que nous pouvons envisager doit obéir à certaines contraintes très spécifiques commandées par l'exercice. Nous devons pouvoir

1. Cette équation révèle également que le taux marginal d'imposition global dépasse 40 % pour les revenus d'activité. Au maximum il pourra atteindre 52 % (puisque la première tranche de l'IRPP est à 12 %). Éliminer cette double imposition demanderait à ce qu'on relève le seuil d'exemption à l'IRPP mais, dans la mesure où la réforme se cantonne à un reprofilage de nos minima sociaux et n'a pas l'ambition de procéder à un toilettage de l'ensemble de notre système fiscal-social, nous ne suivrons pas cette piste.

estimer facilement par l'intermédiaire du modèle de microsimulation Simptom, qui est branché sur les données françaises du Panel européen¹, les répercussions du scénario de financement choisi sur tous les individus représentés dans la base. À cet égard, un relèvement de l'IRPP présente des avantages de commodité certains. Les perdants bruts de la réforme sont évidemment très vite identifiés, ce qui peut bien évidemment présenter quelques désagréments d'un autre ordre. Le produit de l'impôt change, mais nous souhaitons garder intactes ses propriétés distributives. Pour ce faire, il est connu (voir Lambert [1995]) que l'indicateur à utiliser est l'indicateur de progression effective égal au rapport du taux d'imposition marginal au taux d'imposition moyen. Avec les notations, y , le revenu imposable, $t(y)$, la fonction d'imposition, $t'(y)$, le taux marginal d'imposition, et $a(y) = t(y)/y$, le taux moyen d'imposition, l'indicateur de progression effective qui est une mesure locale de progressivité est donné par :

$$\varepsilon(y) = \frac{t'(y) \cdot y}{t(y)} = \frac{t'(y)}{a(y)} \quad (29)$$

Si l'indicateur de progression effective reste constant, quel que soit l'endroit de la distribution où il est calculé, la courbe de Lorenz de l'impôt après accroissement de la charge de celui-ci restera identique à celle obtenue auparavant. Nous établissons ci-après que l'indicateur de progression effective reste constant si on alourdit les taux pesant sur chaque tranche de revenu d'un même facteur. Sans perte de généralité, considérons un ménage dont le revenu imposable dépasse la dernière limite de tranche. Avec une imposition progressive par tranche avec K tranches, le montant de l'impôt s'écrit en effet :

$$t(y) = t_1(s_1 - s_0) + t_2(s_2 - s_1) + \dots + t_{K-1}(s_{K-1} - s_{K-2}) + t_K(y - s_{K-1})$$

$$= \sum_{k=1}^{K-1} t_k(s_k - s_{k-1}) + t_K(y - s_{K-1}) \quad (30)$$

avec s_k les seuils des tranches pour $k = 1, \dots, K$ et $t_1 < t_2 < \dots < t_{K-1} < t_K$ les taux marginaux.

En posant $\alpha_k = \frac{t_k}{t_{k-1}}$, $k = 2, \dots, K$ et $\alpha_1 = 1$ qui s'interprètent comme les rapports des taux marginaux successifs, l'expression (30) se simplifie en :

$$t(y) = t_1 \sum_{k=1}^{K-1} (s_k - s_{k-1}) \prod_{h=1}^k \alpha_h + t_1 (y - s_{K-1}) \prod_{h=1}^K \alpha_h \quad (31)$$

Par ailleurs, $t'(y) = t_K = t_1 \prod_{h=1}^K \alpha_h$. D'où l'expression de l'indicateur de progressivité effective :

1. Nous ne disposons pas des salaires bruts et donc un financement par un relèvement de la CSG ne peut pas être microsimulé sans un travail supplémentaire des cotisations sociales salariées.

$$\begin{aligned} \varepsilon(y) &= \frac{t_1 y \prod_{h=1}^K \alpha_h}{t_1 \sum_{k=1}^{K-1} (s_k - s_{k-1}) \prod_{h=1}^k \alpha_h + t_1 (y - s_{K-1}) \prod_{h=1}^K \alpha_h} \\ &= \frac{y \prod_{h=1}^K \alpha_h}{\sum_{k=1}^{K-1} (s_k - s_{k-1}) \prod_{h=1}^k \alpha_h + (y - s_{K-1}) \prod_{h=1}^K \alpha_h} \end{aligned} \quad (32)$$

qui indique bien qu'il ne dépend pas du taux d'imposition sur la première tranche. Si les limites de tranches et les rapports des taux marginaux successifs restent inchangés, la progressivité ne change pas. Ce résultat suggère le scénario de financement suivant : le coût de la réforme est d'abord calculé, il représente un certain pourcentage du produit de l'IRPP qui devient le pourcentage d'augmentation uniforme à appliquer à tous les taux marginaux sans exception.

Des variantes

Il peut se révéler intéressant d'étudier des variantes où l'un des changements majeurs par rapport à l'existant serait absent. Ces variantes représentent donc presque toutes un compromis entre l'existant et la réforme de référence.

Remonter le taux de prélèvement de 40 à 50 %

Les formules (27) et (28) décrivent toujours le montant global de prestations mais avec un taux de prélèvement à 50 %. L'intérêt majeur de cette variante est que le champ des imposés à l'IRPP et celui des allocataires redeviennent presque disjoints et par voie de conséquence l'ensemble des bénéficiaires et l'ensemble des contribuables.

40 % sur l'équivalent premier actif, 50 % sur l'équivalent deuxième actif

Dans le cas de couples avec enfants, on module le degré d'intéressement qui devient plus faible lorsque le niveau des revenus d'activité du ménage dépasse un SMIC plein temps quel que soit l'actif à l'origine de ces revenus. Le montant du RMI pour un couple avec enfants obéit alors à la formule suivante :

$$X = \max \{ B(n) - 0,4 \sum_i \omega_i L_i - 0,1 \max \{ \sum_i \omega_i L_i - \text{SMIC}, 0 \} - \text{AF}(n), 0 \} \quad (33)$$

Maintenir une AL dégressive par rapport au revenu

Dans cette variante, on continue de supprimer le conditionnement de l'AL en fonction du RMI.

$$AL = AL(l, n, (\sum_i \omega_i L_{it}, t' \leq t)) \quad (34)$$

Par contre le montant du RMI donné par l'équation (18) n'a plus cours et est simplement donné par la formule suivante :

$$X = \max \{ B(n) - 0,4 \sum_i \omega_i L_i - \text{AF}(n), 0 \} \quad (35)$$

tandis que le revenu disponible enregistre bien le cumul du RMI et de l'AL et non plus l'incorporation de la seconde dans le premier :

$$Y = \max \{ B(n) + 0,6 \sum_i \omega_i L_i + AL(l, n, (\sum_i \omega_i L_{it}, t' \leq t)), \\ \sum_i \omega_i L_i + AF(n) + AL(l, n, (\sum_i \omega_i L_{it}, t' \leq t)) \} \quad (36)$$

ÉVALUATION DE LA RÉFORME

Dans ce qui suit, on présente d'abord le coût de la réforme centrale et de certaines de ses variantes, avant de repérer les ménages touchés par la mesure. L'application de critères de dominance sociale permet de porter un jugement global sur les effets redistributifs de la réforme.

Une estimation du coût des réformes

Hagneré [2001]¹ a mis au point le modèle de microsimulation Simptom qui est branché sur les données françaises du panel européen. En utilisant les trois premières vagues de cette enquête, un échantillon de 5 906 ménages a été retenu, dont on connaît les revenus du travail et de transfert et l'activité sur le marché du travail mois par mois pour les années 1993, 1994 et 1995. À partir de ces données, Simptom calcule le montant des taxes et bénéfiques sociaux que doit acquitter et percevoir chaque ménage d'après la législation fiscal-social de ces années-là (en pratique l'année 1995) ainsi que le revenu disponible mois par mois pour les années 1993 à 1995. Les transferts incorporés dans Simptom sont le RMI, l'API, les allocations familiales, le complément familial, l'allocation pour jeune enfant, l'allocation de rentrée scolaire, l'allocation logement, l'allocation unique dégressive et l'allocation de solidarité spécifique. Ces calculs effectués au niveau de chaque ménage permettent d'obtenir des résultats agrégés comme le nombre de bénéficiaires *mois par mois*, le coût global de la réforme grâce à la calibration de l'échantillon². Le tableau 5 estime le coût de différentes variantes de réforme du RMI par rapport à la législation des minima sociaux en vigueur en 1995, c'est-à-dire avant la réforme Aubry.

Ce tableau livre une information étonnante *a priori*. La majeure partie du coût (39 Mds) provient du changement tenant à l'allocation logement. La correction du caractère dégressif de l'AL en fonction des revenus d'activité représente 26,4 milliards de francs en année pleine en régime permanent ! Si l'on renonce à réformer le caractère dégressif de l'AL, le coût descend à 12,6 milliards de francs. L'estimation des deux premières variantes montre, quant à elle, la forte sensibilité du nombre de bénéficiaires et du coût de la réforme au taux de prélèvement retenu. Ce résultat n'est pas particulièrement surprenant dans la mesure où, comme l'indiquent les seuils de revenus calculés dans la partie

1. Pour une présentation, voir chap. 1.

2. Les pondérations fournies par l'INSEE ont été modifiées de manière à satisfaire une dizaine de contraintes portant notamment sur le nombre de bénéficiaires des prestations familiales simulées par Simptom pour l'année 1995.

Tableau 5. Coût des réformes avant financement

	Nombre de bénéficiaires* en décembre 1995	Coût total du RMI en 1995 (Mds FF/an)	Coût de la réforme** (Mds FF/an)
Législation 1995	970 888	18,97	
Réforme de référence	4 218 495	58,67	39,06
Variante 1 : 50 %	2 727 535	37,46	17,60
Variante 2 : 40 %-50 %	3 160 367	46,49	26,75
Variante 3 : AL dégressive	2 346 820	32,61	12,63

* Nombre de ménages CNAF.

** Coût en 1995 correspondant au coût de la réforme du RMI diminué du gain en allocation logement résultant de la suppression de la neutralisation des ressources pour les RMistes.

précédente, la réforme affecte une partie de la distribution des revenus à forte densité.

Le nombre de bénéficiaires fait plus que quadrupler avec la réforme de référence, mais une partie importante des nouveaux bénéficiaires va percevoir une allocation relativement faible, comme l'indique l'évolution du montant moyen

Tableau 6. Nombre de bénéficiaires et montant moyen mensuel perçu en fonction de la taille du ménage (décembre 1995)

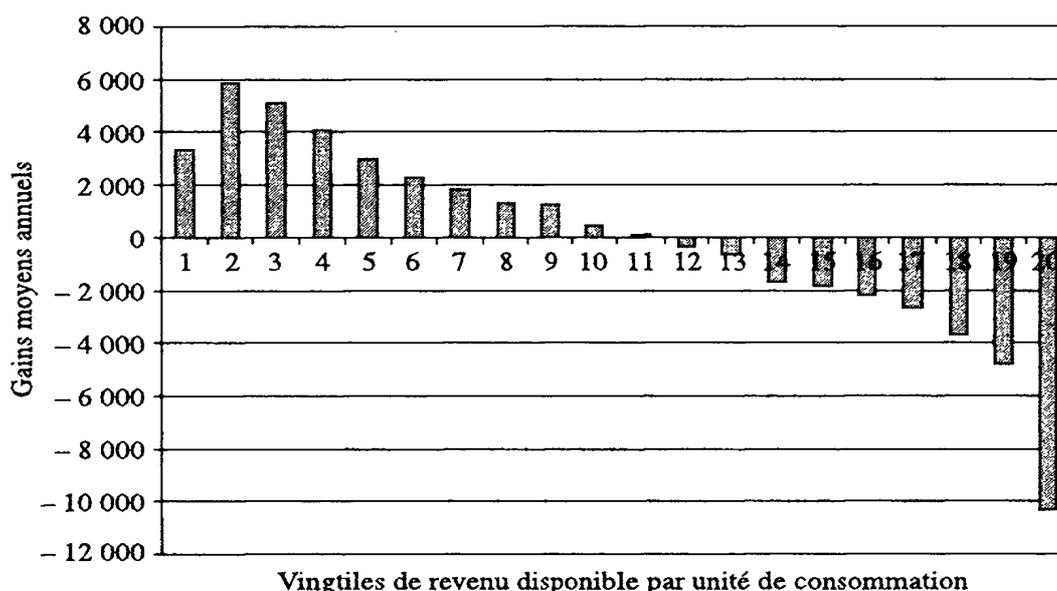
	Avant réforme			Après réforme		
	Nombre de bénéficiaires	Poids	Allocation moyenne	Nombre de bénéficiaires	Poids	Allocation moyenne
1 adulte 0 enfant	230 484	24,3 %	1 421	1 080 581 (+ 368,8 %)	26,1 %	877 (- 38,3 %)
1 adulte 1 enfant	76 262	8,0 %	1 623	245 256 (+ 221,6 %)	5,9 %	1 349 (- 16,9 %)
1 adulte 2 enfants	38 187	4,0 %	1 886	86 797 (+ 127,3 %)	2,1 %	1 485 (- 21,3 %)
2 adultes 0 enfant	158 838	16,8 %	1 634	632 596 (+ 298,3 %)	15,3 %	1 121 (- 31,4 %)
2 adultes 1 enfant	40 077	4,2 %	1 602	284 424 (+ 609,7 %)	6,9 %	1 085 (- 32,3 %)
2 adultes 2 enfants	43 902	4,6 %	2 000	563 480 (+ 1 183,5 %)	13,6 %	1 081 (- 45,9 %)
2 adultes 3 enfants	32 315	3,4 %	1 652	323 228 (+ 900,2 %)	7,8 %	873 (- 47,2 %)
3 adultes 0 enfant	97 132	10,2 %	1 494	208 981 (+ 115,2 %)	5,0 %	1 158 (- 22,5 %)
3 adultes 1 enfant	9 967	1,1 %	1 407	56 377 (+ 465,7 %)	1,4 %	1 123 (- 20,2 %)
Autres	220 549	23,3 %	1 674	664 834 (+ 201,4 %)	16,0 %	1 330 (- 20,6 %)
Total	947 713	100,0 %	1 600	4 146 554	100,0 %	1 086

perçu par ménage (tableau 6). La structure démographique¹ des allocataires se déforme, avec une augmentation sensible de la proportion des couples avec enfants et des ménages comportant un seul adulte.

Analyse détaillée des effets redistributifs

Il s'agit d'apprécier le caractère redistributif de la réforme en tenant compte, cette fois-ci, de son financement dans sa double dimension verticale (les ménages ne sont classés que par le revenu par unité de consommation) et horizontale (les ménages sont classés par la taille familiale qui est identifiée au niveau du besoin). La figure 1 permet d'apprécier la distribution des gains et des pertes par vingtiles de revenu par unité de consommation (avec l'échelle d'Oxford) de la réforme en incluant son volet financement. La fonction de gain n'est pas complètement monotone en fonction du revenu disponible de départ, car le premier vingtile comprend des ménages qui, ne travaillant pas, ne bénéficient en aucune façon de la réforme.

Figure 1. Distribution des variations de revenu suite à la réforme de référence avec financement



Lorsqu'on introduit la dimension taille familiale, la répartition des gagnants et des perdants est plus complexe, comme l'illustre abondamment² le tableau 3

1. Il est à noter que la composition familiale retenue dans ce tableau est en termes de ménages au sens INSEE, et non au sens CNAF. Ainsi, la ligne « 1 adulte, 0 enfant » ne recense qu'une partie des RMistes célibataires au sens de la CNAF, les autres (par exemple des individus sans conjoint de plus de 25 ans vivant chez des parents) se trouvent dans des ménages composés d'au moins deux adultes (voir Hagneré [2001] p. 17 et suiv.).

2. Le gain moyen n'est pas égal à 0 (5,3 F) dans ce tableau, car la microsimulation du financement résulte d'un tâtonnement. La réforme est donc légèrement déficitaire (de l'ordre de 100 millions de francs).

en annexe : les proportions de gagnants et de perdants sont strictement comprises entre 10 % et 90 % dans de nombreuses cases de ce tableau. 30 à 40 % des familles des premiers déciles, 60 % des familles monoparentales et 40 % des familles nombreuses (les couples avec trois enfants et les « autres ») sont bénéficiaires nets. Par ailleurs, on notera que des ménages du premier décile perdent avec la réforme. Pour certains d'entre eux, il s'agit d'effets complexes dus en particulier au lissage temporel des revenus qu'induit la modification de l'allocation logement. Pour d'autres, en particulier les « Autres », il s'agit d'une augmentation de l'impôt sur le revenu¹. En moyenne, ces ménages (qui représentent 1,6 % du premier décile) ne perdent que moins de 400 F par an. Une réforme qui bénéficie plutôt aux ménages de faible revenu et de besoins élevés a des chances de modifier la distribution des revenus nets dans un sens souhaitable, si l'on adopte un objectif social en faveur de ces ménages. Contrairement aux critères de dominance utilisés dans la littérature, le critère de dominance utilisé ci-après permet de donner corps à cette intuition.

Analyse globale de l'effet redistributif à l'aide d'un nouveau critère de dominance²

Le critère de comparaison des distributions

Notre critère consiste à définir un classement ordinal des besoins, puis à définir une borne inférieure et une borne supérieure pour la comparaison des besoins de ménages appartenant à deux classes successives de besoins (les bornes s'appliquent au ratio du nombre d'unités de consommations dans deux ménages de classes successives). Par exemple, on peut dire qu'un couple a entre 1,2 et 2 fois plus de besoins (c'est-à-dire d'unités de consommation) qu'un célibataire. Le critère ainsi défini est donc de ce point de vue moins restrictif que les critères d'Atkinson-Bourguignon [1987] et de Bourguignon [1989], lesquels reviennent au fond à adopter une borne inférieure toujours égale à 1 et une borne supérieure toujours infinie, et il permet donc de porter des jugements dans des cas où ces derniers critères restent muets.

Sur un plan théorique, notre critère est plus discriminant que le critère de Bourguignon : hormis les différences sur les échelles d'équivalence les deux critères reposent en effet sur les mêmes hypothèses.

Par contre, bien que notre critère soit plus restrictif que le critère d'Atkinson-Bourguignon en termes d'échelles d'équivalence, nous ne pouvons pas conclure sur un plan théorique que ce dernier est globalement moins discriminant. En effet, Atkinson et Bourguignon [1987] posent une hypothèse supplémentaire, qui revient à supposer qu'à revenu donné l'aversion pour l'inégalité est d'autant plus forte que les besoins sont importants ; en conséquence, seules des études

1. Les familles avec plusieurs adultes étant susceptibles de présenter plusieurs *foyers fiscaux*, il est possible que le revenu imposable du *ménage INSEE* provienne d'une personne seule au sens de l'administration fiscale. Or, dans un tel cas, le système du quotient familial ne joue aucun rôle.

2. Présenter le critère d'une manière approfondie serait trop long. Le lecteur intéressé se reportera à Fleurbaey-Hagneré-Trannoy [1998].

empiriques peuvent trancher cette question de la comparaison du potentiel de discrimination.

En résumé, notre critère permet de dire si une distribution est meilleure qu'une autre au sens suivant : pour toute échelle d'équivalence satisfaisant les bornes posées, la première distribution domine la seconde au sens du critère de Lorenz appliqué aux revenus par unités de consommation. Sur le plan de la mise en œuvre, on pourrait se contenter d'appliquer le test de Lorenz pour toute échelle d'équivalence comprise dans l'intervalle admissible. En pratique, seule une vérification pour un nombre fini de valeurs séparées par un pas est envisageable. Cette procédure ne permet pas cependant de garantir à 100 % la dominance sociale au sens de notre critère, car la violation de la dominance pourrait théoriquement se produire pour une échelle d'équivalence se trouvant dans un interstice. Nous avons mis au point une procédure qui évite cet écueil et qui en un nombre fini d'étapes garantit à 100 % l'existence d'une relation de dominance entre deux distributions de revenu.

La formule précise est la suivante. Notons $k = 1, \dots, K$ les tailles familiales par niveau de besoin croissant, p_k la proportion de ménages dans la population totale de taille k qui, dans cette application, est la même par construction avant et après réforme, f_k et g_k les fonctions de densité du revenu parmi les ménages de la classe k , dans la première et la seconde distribution à comparer, et α_k, β_k les bornes inférieure et supérieure d'échelle d'équivalence comparant les besoins de la classe k à la classe $k - 1$. Ces bornes signifient qu'un ménage du groupe k qui a un revenu inférieur à α_k (respectivement supérieur à β_k) fois celui d'un ménage du groupe $k - 1$ est considéré comme ayant un niveau de vie inférieur (resp. supérieur). On rappelle que le montant absolu de pauvreté dans le groupe k pour un seuil de pauvreté égal à x est égal à :

$$P_k(x, f) = \int_0^x \max [0, x - y] f_k(y) dy \quad (37)$$

Cela représente la somme d'argent dont il faudrait disposer pour faire en sorte que tous les ménages appartenant au groupe k obtienne un revenu minimum égal à x . L'écart des montants absolus de pauvreté entre la distribution f et la distribution g est défini par :

$$\Delta P_k(x) = P_x(x, f) - P_k(x, g) \quad (38)$$

La première distribution (f) domine la seconde (g) pour notre critère si, s_k désignant le revenu le plus élevé dans le groupe k pour les deux distributions f_k et g_k :

$$Z_1(x) = p_1 \Delta P_1(x) + Z_2(x) \leq 0 \quad \forall x \in \left[0, \max \left(s_1, \frac{s_2}{\beta_2}, \frac{s_3}{\beta_2 \beta_3}, \dots, \frac{s_K}{\beta_2 \beta_3 \dots \beta_K} \right) \right] \quad (39)$$

avec

$$Z_k(x) = \max_{z \in [\alpha_k x, \beta_k x]} [p_2 \Delta P_2(z) + Z_{k+1}(z)] \quad (k = 2, \dots, K - 1) \quad (40)$$

$$\text{et } Z_K(x) = \max_{z \in [\alpha_K x, \beta_K x]} [p_K \Delta P_K(z)] \quad (41)$$

Ce calcul semble compliqué au premier abord, car il consiste à calculer K fonctions, de manière itérative. Il revient à calculer une somme pondérée par les poids démographiques d'écart de montants absolus de pauvreté, groupe de besoin par groupe de besoin. L'écart de montant de pauvreté n'est pas calculé pour tous les groupes relativement au même seuil de pauvreté et ceci est bien naturel. Ces seuils de pauvreté doivent être croissants avec le besoin et respecter l'ordre de grandeur donné par l'intervalle d'échelles d'équivalence admissibles. Dans le cas où il n'existe que deux groupes de besoin, la procédure est simple à mettre en œuvre. Prenons un seuil de pauvreté x de référence pour le groupe le moins nécessiteux, le groupe 1. Ce seuil de référence définit un intervalle de seuils de pauvreté pour le groupe 2, en multipliant x par les bornes inférieure et supérieure d'échelle d'équivalence du groupe 2 relativement au groupe 1. On calcule alors, pour le groupe le plus nécessiteux, quel est le différentiel maximal de montant de pauvreté pour un seuil compris dans cet intervalle. L'étape suivante consiste simplement à ajouter ce résultat, pondéré par le poids démographique du groupe 2, au différentiel de montant absolu de pauvreté calculé pour le seuil de référence pondéré par le poids démographique du groupe 1. La valeur obtenue doit être négative pour tout seuil de pauvreté inférieur à un seuil qui dépend à la fois du support des distributions et des bornes supérieures des échelles d'équivalence¹. Ci-après, on donnera les résultats en présentant le graphe de la fonction Z_i qui doit être toujours négative ou nulle pour que la dominance ait lieu.

Pour appliquer le critère, il faut donc choisir un classement des différents types de ménages, puis des bornes pour les échelles d'équivalence. En ce qui concerne le classement des ménages, nous avons retenu deux possibilités (tableau 7). Le classement « E » (pour « enfant ») fait l'hypothèse qu'un enfant en ménage monoparental a plus de besoins qu'un conjoint dans un couple, ce qui conduit à considérer qu'à taille égale, un ménage monoparental a plus de besoins qu'un couple. Le classement « A » (pour « adulte ») fait l'hypothèse inverse. Dans les deux classements, on suppose que le troisième adulte du ménage entraîne plus de besoins qu'un enfant. On suppose aussi que les besoins sont toujours croissants avec la taille du ménage.

En ce qui concerne les bornes, on a adopté, pour simplifier, des bornes uniformes : 1 pour la borne inférieure, et 2 pour la borne supérieure. La borne inférieure égale à 1 est trop basse dans certains cas, comme par exemple le couple par rapport au célibataire (tout le monde admet qu'un couple a au moins 10 % à 20 % de besoins supplémentaires), mais se justifie dans les cas litigieux qui conduisent aux deux classements différents « A » et « E ». La borne supérieure égale à 2 est trop élevée, et on peut même penser qu'elle devrait être décroissante avec la taille du ménage : plus le ménage est nombreux, plus l'ajout d'une personne supplémentaire introduit un supplément de besoin faible en

1. Plus précisément, $\frac{s_k}{\beta_2 \beta_3 \dots \beta_k}$, n'est autre que le plus grand revenu équivalent pour les deux distributions f_k et g_k calculé en fonction des besoins du groupe le moins nécessiteux, le groupe 1, pour la composition des plus grandes échelles d'équivalence possibles. Le seuil est l'élément maximum de ces revenus équivalents calculé sur l'ensemble des groupes de besoin.

Tableau 7. Classement ordinal des besoins

Rang	Classement « E »		Classement « A »	
	Adultes	Enfants	Adultes	Enfants
1	1	0	1	0
2	2	0	1	1
3	1	1	2	0
4	2	1	1	2
5	1	2	2	1
6	3	0	3	0
7	2	2	1	3
8	1	3	2	2
9	3	1	3	1
10	2	3	2	3
11	Autres		Autres	

proportion des besoins initiaux. Si ces bornes sont trop larges, l'obtention d'un résultat de dominance selon notre critère en sera d'autant plus robuste.

Résultats

Les figures 2 et 3 montrent que la réforme, dans sa version de référence, entraîne bien une dominance¹ de la distribution finale des revenus nets par rapport à la distribution initiale, pour les classements des besoins et les bornes qui ont été retenus. En revanche, on peut constater que si l'on avait adopté une borne supérieure égale à l'infini (critère de Bourguignon²), la dominance n'aurait pas été obtenue.

L'implémentation du critère d'Atkinson et Bourguignon³ conclut, quant à elle, à la dominance avec le classement « E », mais non avec le classement « A ». La raison en est la suivante : avec les critères de type Atkinson-Bourguignon, les groupes les plus nécessiteux disposent d'un « pouvoir de veto » pour que la réforme soit considérée comme dominante. Cela signifie que la population formée des $K - k$ groupes les plus nécessiteux ($k' = k + 1, \dots, K$) doit être non perdante avec la réforme. Or, il apparaît que les groupes jugés plus nécessiteux dans le classement « A » que dans le classement « E » sont des familles qui perdent plus avec la modification du barème de l'impôt sur le revenu qu'elles ne gagnent avec la réforme du RMI : la perte des familles nombreuses riches fait plus que compenser le gain enregistré par les familles nombreuses pauvres. Le groupe 2 adultes, 2 enfants qui est en huitième position dans le classement des besoins dans le classement « A » (alors qu'il n'est qu'en

1. Cette dominance est bien en terme d'inégalité puisque la taille du gâteau reste inchangée.

2. C'est la même fonction Z dont on doit vérifier la négativité, mais sans aucune restriction sur les seuils de pauvreté du groupe k relativement aux seuils du groupe $k - 1$, sinon qu'ils doivent lui être supérieurs.

3. Cette implémentation consiste à vérifier la dominance au sens du critère de Lorenz généralisé séquentiel. On vérifie le critère de Lorenz généralisé dans le groupe le plus nécessiteux, puis dans les deux groupes les plus nécessiteux, ... et enfin sur toute la population.

Figure 2. Dominance de la réforme de référence avec le classement « E »

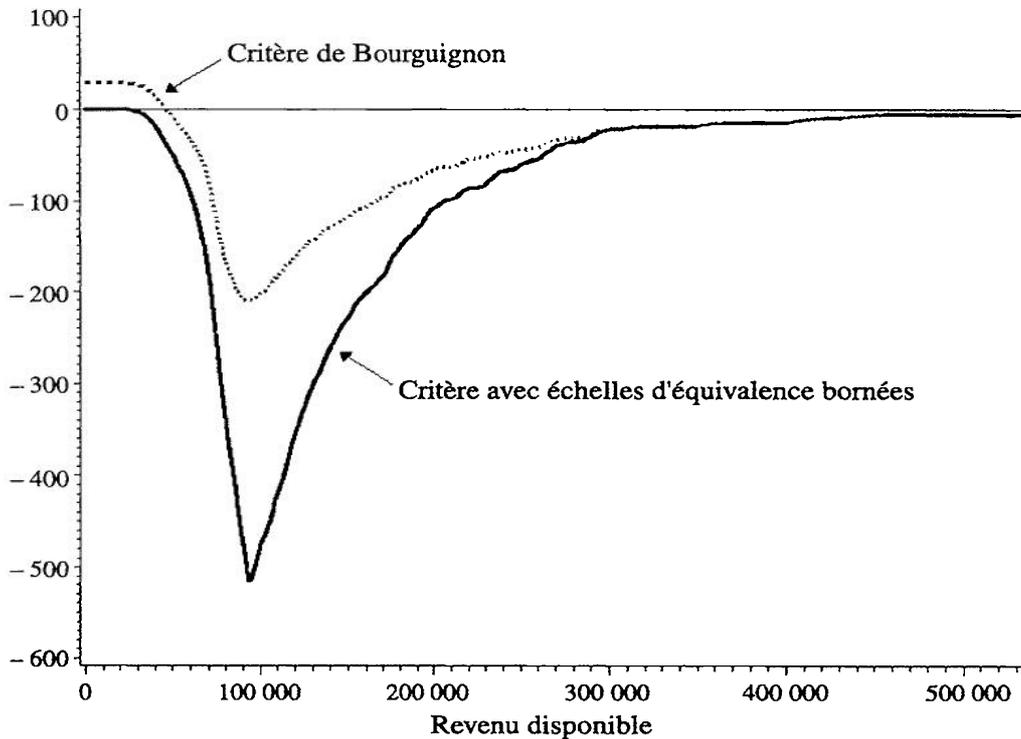
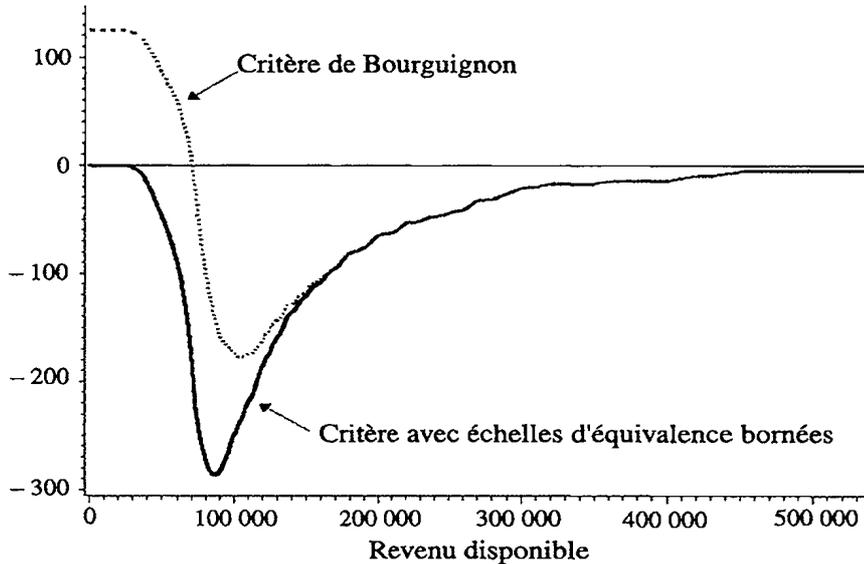


Figure 3. Dominance de la réforme de référence avec le classement « A »



septième position dans le classement « E ») est en effet perdant en moyenne (-560 F ; voir tableau en Annexe).

En complément, nous présentons, dans les tableaux 8, les résultats relatifs aux comparaisons deux à deux de la distribution avant réforme (législation 1995) et des distributions après réformes (réforme de référence et variantes 1, 2 et 3). Chaque comparaison (dix en tout) a été effectuée pour les rangements de

Tableau 8. Comparaisons deux à deux des relations de dominance à l'aide des critères de Bourguignon (B89), d'Atkinson-Bourguignon (AB87) et de Fleurbaey-Hagneré-Trannoy (FHT)

Classement « A »

A \ B	Variante 1			Variante 2			Variante 3			Législation 1995		
	B89	AB87	FHT	B89	AB87	FHT	B89	AB87	FHT	B89	AB87	FHT
Réforme référence	-	-	A ^{DB}	A ^{DB}	A ^{DB}	A ^{DB}	-	-	A ^{DB}	-	-	A ^{DB}
Variante 1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	A ^{DB}	A ^{DB}
Variante 2	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	A ^{DB}
Variante 3	-	-	-	-	-	-	-	-	-	A ^{DB}	A ^{DB}	A ^{DB}

Classement « E »

A \ B	Variante 1			Variante 2			Variante 3			Législation 1995		
	B89	AB87	FHT	B89	AB87	FHT	B89	AB87	FHT	B89	AB87	FHT
Réforme référence	-	A ^{DB}	-	-	A ^{DB}	-	A ^{DB}	A ^{DB}				
Variante 1	-	-	-	-	-	-	-	-	-	A ^{DB}	A ^{DB}	A ^{DB}
Variante 2	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	A ^{DB}	A ^{DB}
Variante 3	-	-	-	-	-	-	-	-	-	A ^{DB}	A ^{DB}	A ^{DB}

Lecture : « A^{DB} » signifie que A domine B ; « - » signifie que A ne domine pas B et B ne domine pas par A.

besoins « A » et « E », et en appliquant les critères de Bourguignon, d'Atkinson-Bourguignon et de Fleurbaey-Hagneré-Trannoy.

Ces tableaux mettent en relief le pouvoir discriminant de chacun des trois critères. Sur les vingt cas présentés, le critère de Bourguignon aboutit à la dominance dans seulement cinq cas (soit 25 %), celui d'Atkinson-Bourguignon conduit à une conclusion dans neuf cas (soit 45 %) et celui de Fleurbaey-Hagneré-Trannoy (FHT) dans quatorze cas (soit 70 %). Ce dernier critère est le seul qui permet de conclure à la dominance des quatre réformes envisagées relativement à la situation de 1995, et ceci quel que soit le classement des besoins qui a été retenu. Seules les comparaisons entre les trois variantes n'ont pu donné lieu à une conclusion avec ce critère. Il conclut également que la réforme de référence est, dans tous les cas, préférable aux variantes. On notera que seule la variante 3, la moins coûteuse, domine la distribution avant réforme pour les trois critères (et pour les deux classements de besoins). On remarquera également que le critère FHT est le seul à donner des conclusions indépendantes du rangement des besoins.

MISE EN PERSPECTIVE

Il nous semble que l'apport de l'article est de deux ordres. D'une part, il contient une description très précise d'une réforme possible des minima sociaux dans notre pays et de ses effets redistributifs. D'autres choix que ceux effectués ici sont bien évidemment envisageables mais notre parti pris a le mérite de

reposer sur des bases claires. D'autre part, cette étude illustre la complexité de l'appréciation des conséquences distributives de toute réforme, complexité que l'on oublie facilement, lorsqu'on se contente de calculer le gain moyen par décile. Dès que l'on incorpore la dimension de la taille familiale, l'étude détaillée du bilan redistributif nécessite au moins l'étude d'une matrice 10×10 (déciles, 10 tailles familiales) et le besoin de faire appel à des critères synthétiques se fait sentir. À cet égard, cette étude met en relief, sur de vraies données microéconomiques, la capacité de discrimination nettement supérieure par rapport à l'existant, d'un critère de comparaison avec échelles d'équivalence bornées. En particulier, bien que l'intuition suggère une supériorité distributive de la réforme, car les familles pauvres et nombreuses sont gagnantes, une telle conclusion n'émane pas clairement d'une application des critères de Bourguignon et d'Atkinson-Bourguignon. Le mérite essentiel du critère proposé repose sur l'exigence que la relation de dominance ne soit vérifiée que pour un ensemble d'échelles d'équivalences vraisemblables.

Les gains redistributifs dont il est fait état ici peuvent cependant être compensés par des pertes allocatives induites par la réforme, un sujet abordé dans Gravel-Hagneré-Picard-Trannoy [2001]. En procédant à une estimation économétrique de l'offre de travail des ménages monoparentaux sur les données du panel européen, nous sommes en mesure de fournir une prévision sur les effets incitatifs de cette réforme. Il apparaît en premier lieu que la fraction des ménages monoparentaux qui choisiraient de reprendre un emploi ne dépasserait pas 15 % de la population cible. En second lieu, une proportion non négligeable d'individus employés à plein temps avant réforme opterait pour une réduction du temps de travail, et se mettrait à travailler à temps partiel. En intégrant ces effets incitatifs mais en ne prévoyant pas de scénario de financement, il est montré que la distribution des revenus disponibles résultant de la réforme domine la distribution des revenus disponibles avant réforme pour tous les critères que nous avons cherché à mettre en comparaison, les critères de Bourguignon, d'Atkinson-Bourguignon et notre critère (cf. tableau 5c, p. 155).

Nous ne pouvons pas passer sous silence le fait que le précédent gouvernement a introduit dans la panoplie des aides au bas revenus un nouvel instrument, la prime pour l'emploi (pour une présentation, se reporter à CERC 2001), qui peut être cataloguée d'impôt négatif. À un niveau assez grand de généralité, ces deux types de mesures, impôt négatif et réforme des mécanismes de cumul des minima sociaux semblent très comparables. Toutefois, le rapport du CERC suscite identifie deux différences qui distinguent ces deux mesures. D'une part, les dispositifs d'allocation compensatrice de revenu sont davantage ciblés sur les travailleurs précaires et les temps partiels. D'autre part, ce sont des mécanismes qui sont plus « familialisés » : l'unité de référence considérée est plus le ménage que l'individu. Bien que nous partageons cette analyse, il n'en reste pas moins que ces différences ne témoignent que de différences dans les mécanismes d'application des mesures envisagées. Elles ne sont pas l'expression de différences intrinsèques : il est toujours possible d'imaginer une réforme des minima sociaux qui reproduirait à l'identique les changements de revenu disponible induits par un impôt négatif ou vice-versa, tout du moins si on s'en tient à une vision complètement statique de la perception du revenu. Dès que l'on introduit la dimension temporelle et que l'on raisonne en terme de chroniques de revenu, le possible parallélisme entre les deux types de mesures s'évanouit.

En effet, l'organisme gestionnaire est différent dans les deux cas. Dans le cas d'une allocation compensatrice de revenu, le gestionnaire est la Caisse d'allocations familiales, alors qu'il s'agit de l'administration fiscale dans le cas de la prime pour l'emploi. L'économiste a l'habitude de ne pas tenir compte de ce qui lui semble être des détails qui obscurcissent le raisonnement d'ensemble. Cependant, il est important de remarquer que ces changements se traduisent par des effets de calendrier très différents dans les deux cas. Le montant de RMI, versé mensuellement, est révisé trimestriellement suivant le montant des ressources de l'allocataire au trimestre précédent. La prime pour l'emploi, versée en une fois, est calculée selon le revenu imposable de l'année précédente. Alors qu'il est différé avec un impôt négatif, le lien entre le revenu d'activité et le montant de l'allocation est par conséquent beaucoup plus immédiat avec une allocation compensatrice de revenu. Cette dernière épouse également au plus près les différences infra-annuelles de rythme d'activité, sachant que nombre de travailleurs pauvres ont des revenus d'activité assez syncopés.

En tenant compte de cette importante différence, il serait intéressant de comparer dans l'absolu les effets redistributifs de ces deux mesures. Des difficultés méthodologiques nous semblent devoir être signalées, qui rendent la comparaison techniquement difficile. En premier lieu, les bases de données mobilisées pour l'exercice de microsimulation ne devraient pas être les mêmes, en toute rigueur, dans les deux cas de figure. Le panel européen est bien indiqué pour simuler une réforme des minima sociaux, dans la mesure où il saisit les revenus d'activité sur une base mensuelle. Cette base de données est cependant moins bien adaptée pour simuler les effets de la prime pour l'emploi. Il nous faudrait connaître le revenu imposable du ménage et donc seule une source fiscale, comme l'enquête INSEE-DGI Revenus fiscaux, semble appropriée. En second lieu, le caractère statique de notre analyse, bien que réducteur, ne garde son intérêt que si les réformes étudiées présentent des chroniques de revenu disponibles assez comparables pour les bénéficiaires. Force est de constater que tel n'est pas le cas pour la prime pour l'emploi et donc un cadre authentiquement dynamique devrait être mis en place pour autoriser ce type de comparaison.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ATKINSON A. [1995], *Publics economics in action, the basic income / flat tax proposal*, Oxford, Oxford University Press.
- ATKINSON A.B. et BOURGUIGNON F. [1987], « Income distributions and differences in needs », dans G.R. Feiwel (ed.), *Arrow and the Foundation of the Theory of Economic Policy*, New York, Macmillan.
- BOURGUIGNON F. [1989], « Family size and social utility, income distribution criteria », *Journal of Econometrics*, 42, p. 67-80.
- BOURGUIGNON F. et CHIAPPORI P.A. [1998], « Fiscalité et redistribution », *Revue française d'économie*, 13 (1), p. 3-64.
- GODINO R. [1999], « Pour une réforme du RMI », *Notes de la fondation Saint Simon*, n° 104, p. 7-20.

- CERC [2001], *Accès à l'emploi et protection sociale*, Rapport n° 1, La documentation française.
- CSERC [1997], *Les minima sociaux, entre protection et insertion*, Paris, La documentation française.
- DORMONT B. et OLMEDO A. [2000], « Les contraintes sur l'offre de travail des RMistes », *mimeo*, THEMA, Université Paris-X Nanterre, octobre 2000 repris dans Trannoy [2000].
- FLEURBAEY M., HAGNERÉ C. et TRANNOY A. [1998], « Welfare Comparisons with bounded equivalence scales », *Document de travail THEMA* n° 98-23, à paraître dans *Journal of Economic Theory*.
- FLEURBAEY M., HAGNERÉ C., MARTINEZ M. et TRANNOY M. [1998], « Madame Aubry, encore un effort pour la solidarité ! », *Le Monde*, 8 décembre 1998.
- FLEURBAEY M., HAGNERÉ C., MARTINEZ M. et TRANNOY M. [1999], « Les minima sociaux en France : entre compensation et responsabilité », *Économie et prévision*, 138-139, p. 1-23.
- FLEURBAEY, M., MARTINEZ M. et TRANNOY A. [1998], « Les minima sociaux à la lumière de la théorie de la responsabilité », *Document de travail du CSERC*, n° 98-02.
- 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 microsimulation dynamique », *Document de travail THEMA*, n° 2000-52, Université de Cergy-Pontoise.
- GRAVEL N., HAGNERÉ C., PICARD N. et TRANNOY A. [2001], « Une évaluation de l'impact incitatif et redistributif d'une réforme des minima sociaux », *Revue française d'économie*, 16 (1), p. 125-165.
- HAGNERÉ C. [2001], *Les minima sociaux en France : analyse économique d'une réforme*, thèse de doctorat, Université de Cergy-Pontoise.
- HAGNERÉ C. et TRANNOY A. [2001], « Effet conjugué de trois ans de réforme sur les trappes à inactivité », *Économie et statistique*, 346-347, p. 161-185.
- LAMBERT P. [1993], *The distribution and redistribution of income : a mathematical analysis*, Manchester University Press.
- LAROQUE G. et SALANIÉ B. [2000], « Prélèvements et transferts sociaux : une analyse descriptive des incitations financières au travail », *Économie et Statistiques*, 328, p. 3-19.
- MURAT F. et ROTH N. [2000] « La mise en place d'une allocation aux bas revenus d'activité : chiffrage de son coût et de son impact sur les revenus disponibles », *mimeo*, INSEE.
- TRANNOY A. [1999], « L'égalitarisme de la dominance et l'utilitarisme », *Revue économique* (numéro spécial *Économie normative*, P. Mongin et M. Fleurbaey (dir.)), 50 (4), p. 733-755.
- TRANNOY A. [2000], « Des minima sociaux sous la forme de prestations dégressives : évaluation d'une réforme », Rapport pour le CGP, *mimeo*, THEMA.

ANNEXE

Gagnants (G) et perdants (P) de la réforme par composition familiale* et par tranche de revenu (en %)

	Poids		Déciles** de revenu disponible par unité de consommation***												Gain moyen (en FF/an)	
			C1	V1-C1	V2	2	3	4	5	6	7	8	9	10		Total
1 adulte	28,9	G		10,5	15,2	13,7	13,7	24,7	33,2	29,0	30,9	2,5	0,7	0,7	16,2	118
0 enfant		P				1,5	2,9	8,1	24,6	59,2	67,2	94,9	99,3	98,6	44,8	
1 adulte	1,9	G		100	47,8	66,6	85,9	100	93,5	84,2	83,4	5,1			62,6	5 157
1 enfant		P				6,3	7,2		6,5	15,8	16,6	94,9	100	100	28,3	
1 adulte	0,6	G			50,9	73,0	100	84,9	100	77,5		29,9			63,9	5 049
2 enfants		P			49,1					22,5	100	70,1	100		26,4	
2 adultes	28,3	G	10,7	21,6	25,1	21,3	24,1	18,1	14,3	11,9	3,3	1,1	0,8		10,7	-584
0 enfant		P		1,0	1,7		12,0	39,1	65,2	84,6	90,6	96,5	96,4	99,0	62,7	
2 adultes	6,8	G	100	96,2	67,7	95,3	72,9	54,5	16,2	1,9	0,9	0,8			21,4	-617
1 enfant		P			17,5	4,7	24,8	42,0	79,0	92,3	97,5	99,2	100	100	76,4	
2 adultes	10,6	G		97,5	91,4	92,8	68,9	59,0	11,3	7,1	4,4				29,4	-560
2 enfants		P				1,1	25,0	41,0	85,0	92,9	95,6	100	100	100	68,7	
2 adultes	3,9	G		100	67,2	84,9	81,2	36,1	7,1	10,5					40,2	-520
3 enfants		P				4,9	12,0	55,7	92,9	87,1	100	100	100	100	54,0	
3 adultes	7,2	G		33,1	46,7	40,7	19,6	20,6	22,9	11,4	12,1	2,9	1,4		16,0	-938
0 enfant		P				13,3	39,9	51,0	63,4	71,6	80,9	92,2	96,1	100	63,7	
3 adultes	2,3	G		100	100	60,8	57,5	32,0	14,1						20,1	-1 169
1 enfant		P				34,2	36,5	68,0	85,9	100	100	100	100	100	79,0	
Autres	9,6	G	51,6	63,8	80,7	61,6	53,0	33,6	19,1	21,0	8,2	3,3			40,1	2 379
		P		6,8	3,6	16,5	42,7	54,8	73,6	76,3	91,8	96,7	100	100	48,9	
Total	100	G	8,2	34,1	45,2	43,8	39,6	31,7	23,0	16,9	13,8	1,7	0,6	0,2	20,8	5
		P		1,3	2,2	5,5	18,5	34,8	55,7	76,6	83,4	96,5	98,3	99,2	57,0	
Gain moyen (en FF/an)			1 179	3 878	5 812	4 584	2 657	1 598	870	-140	-1 147	-2 032	-3 177	-7 702	5	

* Dans ce tableau, il s'agit encore de ménages Insee mais l'âge limite pour le passage enfant-adulte est 17 ans, une convention du Panel européen. Ceci explique le faible poids des ménages monoparentaux.

** Le premier décile a été divisé en trois groupes : le 1^{er} centile (C1), le 1^{er} vingtile moins le 1^{er} centile (V1-C1) et le 2^e vingtile (V2).

*** L'échelle d'Oxford a été utilisée.