

Une évaluation de l'impact incitatif et redistributif  
d'une réforme des minima sociaux\*

**Nicolas GRAVEL**

**Cyrille HAGNERÉ**

**Nathalie PICARD**

**Alain TRANNOY**

MAI 2001

---

\* Cet article a fait l'objet d'une présentation au colloque "Working Poor" qui s'est tenu à Evry le 27 Octobre 2000. Il constitue la synthèse partielle de l'étude "*Des Minima Sociaux sous forme de prestations dégressives : Evaluation d'une réforme*" financée par le Commissariat Général du Plan, dont nous remercions le concours. Nous remercions également Guy Laroque et Bernard Salanié pour une discussion d'une version préliminaire de ce texte.

## 1. INTRODUCTION

La question du retour à l'emploi des individus bénéficiaires de minima sociaux dans un contexte d'amélioration du marché du travail préoccupe les décideurs publics de beaucoup de pays occidentaux. Si lors de la phase dépressive qu'ont connue les économies européennes du continent dans la première moitié des années 1990, l'accent mis sur les minima sociaux comme filet de sécurité a fait l'objet d'un large consensus social, la question de savoir si ces mêmes minima sociaux ne constituent pas un frein de grand ampleur à un retour à l'emploi de cette frange de la population tarabde les analystes. De fait, même si le nombre de demandeurs d'emploi baisse régulièrement en France depuis octobre 1997, il a fallu attendre janvier 2000 pour observer un début de baisse du nombre de bénéficiaires du RMI.<sup>1</sup> Plusieurs facteurs peuvent être invoqués pour expliquer cette relative insensibilité du stock de bénéficiaires des minima sociaux à l'amélioration de la conjoncture économique. Par exemple, on peut invoquer que les titulaires de minima sociaux font sans aucun doute partie du noyau dur du chômage et les entreprises ont sans doute commencé à intégrer par priorité des travailleurs ne présentant aucun stigma. Un facteur qui a retenu l'attention de plusieurs études (Bourguignon et Chiappori (1998), Laroque et Salanié (1999), Fleurbaey, Hagneré, Martinez et Trannoy (1999), Gautié et Gubian (2000)) concerne le caractère désincitatif des taux marginaux effectifs d'imposition élevés auxquels sont confrontés les individus concernés. Il est en effet bien connu que les incitations financières d'un RMiste à reprendre un emploi, en particulier un emploi à mi-temps, sont, en France, relativement faibles. La prise de conscience de cet état de faits a d'ailleurs amené le ministère de Martine Aubry<sup>2</sup>, à la suite du rapport Joint-Lambert (1998), à prendre un certain nombre de mesures pour améliorer les possibilités de cumuler

---

<sup>1</sup> D'après une étude de la DREES d'Octobre 2000 (cf. Cornilleau et al. (2000)), le nombre de RMistes aurait diminué en métropole de 1,4% au cours du premier semestre 2000.

<sup>2</sup> Décret du 27 novembre 1998 en application de la loi d'orientation relative à la lutte contre les exclusions.

certaines revenus d'emplois avec les revenus de minimum social. On pourra trouver une évaluation des modifications introduites dans le dispositif des minima sociaux par la réforme Aubry dans Hagneré et Trannoy (2000).

Même s'il est encore trop tôt pour apprécier les effets que pourra avoir cette réforme, entrée en vigueur en décembre 1998, sur le retour à l'emploi des RMistes, certaines opinions se sont d'emblée manifestées pour considérer que le mouvement engagé était d'une ampleur insuffisante (voir par exemple Fleurbaey, Hagneré, Martinez et Trannoy (1998)). C'est dans cette perspective que la proposition faite par Roger Godino (voir en particulier Castel, Godino, Jalmain et Piketty (1999)) de créer une "*allocation compensatrice de revenu*" (ACR) pour les individus en reprise d'activité a recueilli un écho important. L'appréciation de l'intérêt que peut avoir une telle réforme sur le retour à l'emploi des bénéficiaires des minima sociaux dépend évidemment d'une évaluation de la sensibilité de ces individus aux incitations financières. Si on s'en tient à l'expérience américaine, il semble apparaître que les gonflements successifs de crédits accordés à l'« Earned Income Tax Credit » (EITC) depuis 1986 ont effectivement un impact significatif sur la reprise d'activité des femmes avec enfants (voir par exemple Blank, Card et Robbins (1999), Meyer et Rosenbaum (1999,2000), Eissa et Liebman (1996), Ellwood (2000a, 2000b)). Ces études ont abouti à cette conclusion en déterminant *ex post* la part de la montée du taux d'emploi des femmes pauvres avec enfants qui peut être attribuée à l'extension observée du système de l'EITC. Si l'on excepte la trop récente réforme Aubry, les dispositifs français de minima sociaux n'ont pas connu de modifications qui permettraient de leur appliquer ce type de méthodologie. Pour apprécier l'impact de la mise en œuvre de réformes de type ACR sur le retour à l'emploi des RMistes et autres titulaires de minima sociaux, nous en sommes réduits à faire des *prévisions* des comportements d'offre de travail des individus face au changement de leur ensemble budgétaire qui serait provoqué par l'introduction d'une série de variantes de l'ACR. Pour cela nous nous appuyons sur une *modélisation structurelle* et une *estimation économétrique* préalable des comportements de ménages effectuée et présentée en détail dans Gravel-Hagneré-Picard (2000). Les estimations sont réalisées sur un échantillon de ménages dont le chef est sans conjoint tiré des données françaises du Panel Européen. Ces estimations permettent de prévoir *à la fois* la fraction des individus sans travail qui obtiendraient un emploi si la réforme était mise en œuvre et, pour tous les individus employés en cas de mise en œuvre de l'ACR, le nombre d'heures qu'ils choisiraient de travailler. Nous reportons dans cet article les prévisions qui portent sur des scénarios de réforme inspirés par ceux proposés dans Fleurbaey, Hagneré et Trannoy (2000).

Les résultats font apparaître que les incitations financières jouent effectivement un rôle significatif dans le retour à l'emploi. Toutefois, et même dans le cas de scénarios comportant des formules de cumul particulièrement avantageuses, la fraction des individus qui seraient « remis au travail » par ces réformes ne dépasse jamais 15% du total de la population cible. En outre, il apparaît que les réformes envisagées auraient un impact non négligeable en termes de réduction des heures travaillées de la part des individus employés, qui décideraient de bénéficier de l'ACR et qui pourraient ainsi réduire substantiellement leur temps de travail à un coût relativement faible en termes de revenu disponible. Entre autres, des individus qui travaillaient à temps plein se mettraient à ne plus travailler qu'à temps partiel. Quelque soit le scénario considéré, le bilan agrégé en terme d'heures de travail serait négatif. Il apparaît finalement que ce type de réforme a un impact redistributif clair. Cette dernière conclusion, obtenue par ailleurs (cf. Fleurbaey, Hagneré et Trannoy (2000)) dans un cadre d'analyse qui négligeait les comportements d'offre de travail des individus, résiste donc à la prise en compte de ces comportements. Cette conclusion est indépendante de l'interprétation que l'on donne des critères utilisés dans la comparaison des distributions de revenus.

Le plan de cet article est le suivant. La première partie présente les réformes envisagées. La seconde rappelle brièvement les prédictions de la théorie usuelle de l'offre de travail quant à l'impact de ces réformes. La troisième partie présente les résultats en matière d'emploi. La quatrième partie discute des effets redistributifs des scénarios de réforme et la cinquième partie fournit une mise en perspective des résultats qui tient lieu de conclusion.

## **2. LES REFORMES ENVISAGEES**

### **2.1. Le caractère commun des formules envisagées**

Sur un plan administratif, et par opposition à la proposition de Godino décrite dans Castel, Godino, Jalmain et Piketty (1999), les réformes étudiées ici consistent en des *modifications des dispositifs existants* plutôt qu'en la *création d'une allocation supplémentaire*. Les modifications apportées concernent les conditions dans lesquelles une activité rémunérée peut être cumulée avec un minimum social tel que le RMI ou l'API (conditions que le langage administratif désigne par l'expression de « *formule d'intéressement* »). En particulier les réformes proposées laissent inchangés les montants de base des différentes allocations, c'est-à-dire le montant perçu en cas d'inactivité.

Il est également utilisé de préciser que la même formule s'applique aux trois plus importants minima sociaux (le RMI, l'Allocation pour Partent Isolé (API), et l'Allocation de Solidarité Spécifique (ASS)), suivant en cela les innovations introduites par la réforme Aubry.

Trois autres caractéristiques des formules étudiées ici méritent également d'être notées. D'abord, aucune des propositions de formules de cumul que nous étudions ne dépend de la taille familiale qui ne joue un rôle que dans la détermination du montant de base des allocations. Ensuite, toutes les formules *suppriment* les limitations concernant la durée de l'intéressement. Actuellement, après la mise en œuvre de la réforme Aubry, la possibilité de cumul est limitée à un an lors d'une reprise d'activité. Avant la mise en œuvre de la réforme Aubry cette limite était de 750 heures cumulées depuis la dernière reprise d'activités. Finalement, toutes les formules suppriment les conditionnements des possibilités de cumul par rapport à l'activité passée que l'on retrouve dans les dispositifs existants (tant avant qu'après la réforme Aubry).

Ces modifications apportées aux formules de cumul s'accompagnent par ailleurs d'une modification mineure du mécanisme de calcul des aides au logement (AL et APL). Le montant de cette dernière est, encore aujourd'hui, conditionnée au fait de percevoir le RMI. Cette disposition induit un effet de seuil en sortie de RMI pouvant aller jusqu'à environ 600 francs par mois. Les réformes envisagées suppriment donc toutes ce conditionnement.<sup>3</sup>

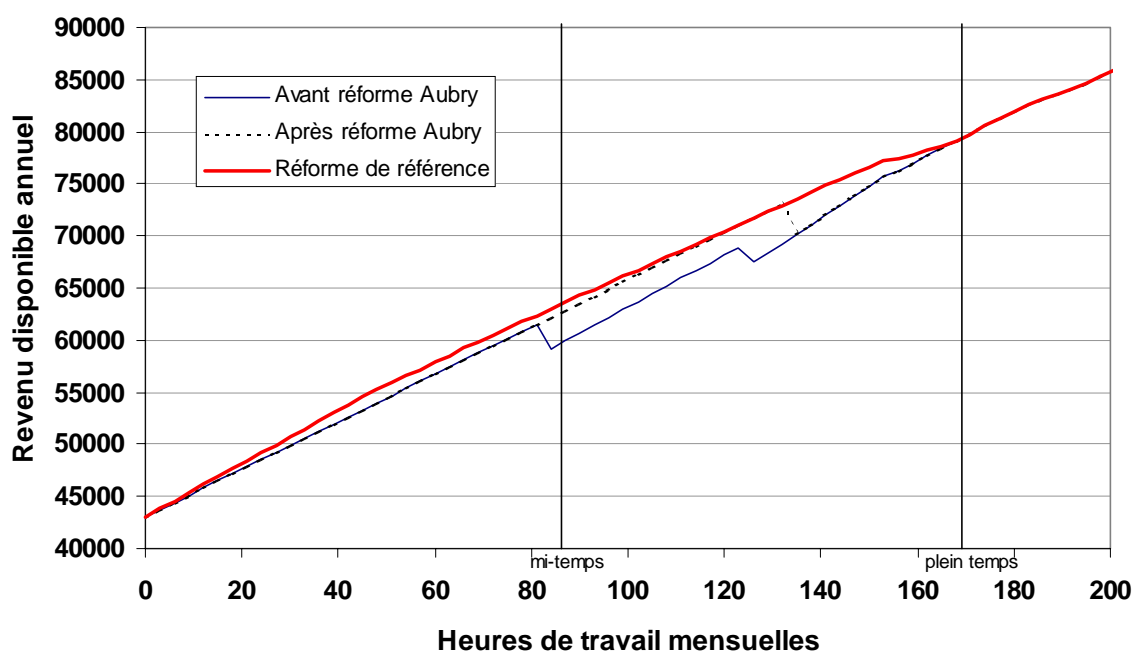
On se reportera à Fleurbaey, Hagneré et Trannoy (2000) pour une discussion portant sur la logique économique de différentes propositions concernant les formules de cumul dans les minima sociaux.

## 2.2. La réforme de référence

Les possibilités de cumul définissent implicitement un *taux marginal d'imposition*. Dans la réforme de référence, celui-ci s'élève à 40% : pour chaque franc gagné sur le marché du travail, le revenu disponible de l'allocataire s'élève de 60 centimes. Cette modification augmente de 10 centimes l'intéressement financier d'une reprise d'emploi par rapport à la plus intéressante des possibilités de cumul de la législation actuelle. Ce taux de 40% est juste égal au montant du RMI *déduction faite* du forfait logement, rapporté au montant mensuel du SMIC *net* correspondant à un emploi à temps plein. Ce taux est donc calculé de manière à ce qu'un individu quitte le système du RMI, dès lors que son salaire mensuel excède le montant du SMIC net à temps plein. Ce taux s'applique à toutes les possibilités de cumul, quelle que

soit la taille familiale. Comme l'indique la figure 2, le taux marginal d'imposition décroît au fur et à mesure que son revenu d'activité progresse pour un individu qui perçoit l'allocation logement<sup>4</sup>, en raison de la prise en compte des revenus d'activité dans la détermination de ses droits à bénéficier de cette allocation.

Les deux figures 1 et 2<sup>5</sup> illustrent comment la réforme modifie le domaine budgétaire, tant par rapport au système actuel ("Après réforme Aubry"), qu'à celui qui prévalait avant décembre 1998 ("Avant réforme Aubry"). Les données employées étant relatives aux années 1993, 1994 et 1995, c'est ce dernier système législatif que nous avons utilisé comme référence.

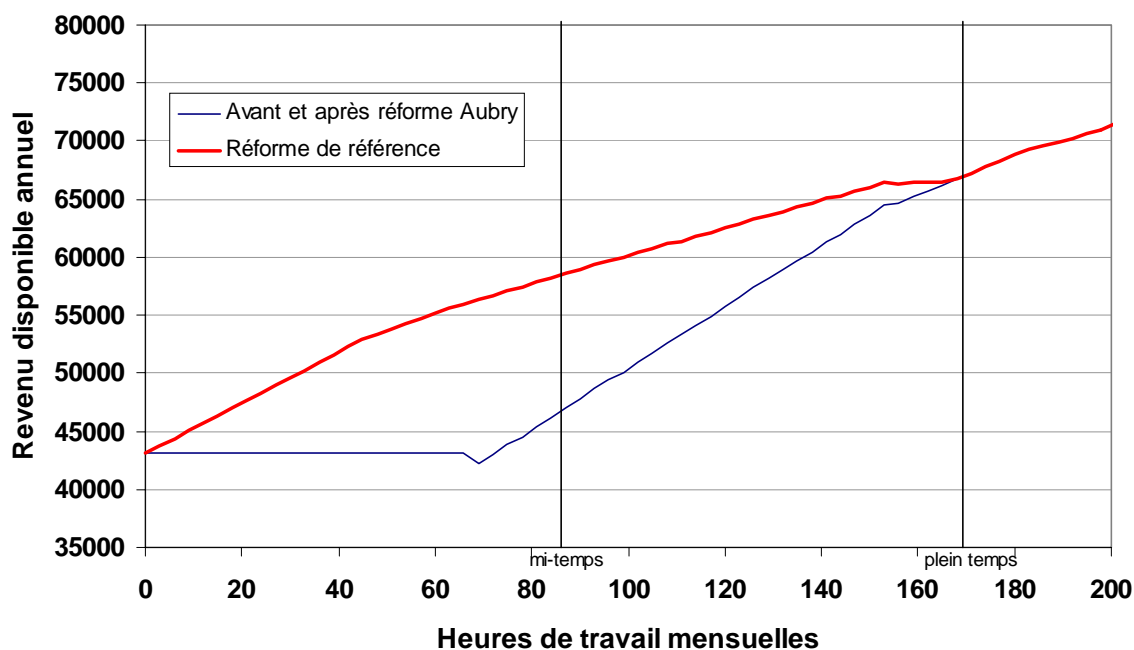


**Figure 1: Domaine budgétaire d'un célibataire bénéficiant d'une aide personnalisée au logement et reprenant une activité rémunérée au SMIC**

<sup>3</sup> Pour certains ménages, cette modification peut induire une légère perte de revenu disponible.

<sup>4</sup> La construction de la Figure 2 suppose que l'individu paie un loyer de 2000 F par mois à Paris et perçoit l'APL.

<sup>5</sup> On se reportera à Hagneré et Trannoy (2000) pour la méthodologie de construction de ces figures.



**Figure 2: Domaine budgétaire d'un célibataire bénéficiant d'une aide personnalisée au logement en régime stationnaire (situation de long terme)**

La figure 1 montre que l'effet de la réforme est assez marginal pour les repreneurs d'emploi qui profitent déjà de la formule d'intéressement avant réforme. Elle ne montre en réalité que les effets de la diminution du taux d'imposition et du déconditionnement de l'allocation logement. L'effet de la *suppression* de la limite temporelle de l'intéressement n'est que partiellement traduit sur cette figure qui ne montre que le revenu disponible de la première année d'activité. C'est sur la figure 2 que l'on peut mesurer le véritable impact de la réforme. Cette figure permet en effet d'évaluer l'effet de la suppression des conditionnements des possibilités de cumul par rapport à l'activité passée. Jusqu'à environ 68 heures de travail par mois, le graphique décrit l'ensemble budgétaire d'un bénéficiaire du RMI qui travaille depuis trop longtemps pour bénéficier de l'intéressement actuellement en vigueur et qui, pour cette raison, se trouve implicitement imposé à un taux de 100%. Au delà et jusqu'à une prestation de travail de plein temps, la figure décrit l'ensemble budgétaire d'un individu qui perçoit trop de revenus pour bénéficier du RMI dans le système actuel (ce peut être un ex-RMiste qui n'a plus le droit à l'intéressement ou quelqu'un qui n'est jamais passé par le RMI).

### 2.3. Comparaison avec l'ACR version "Godino"

L'ACR de Godino discutée dans Castel, Godino, Jalmain et Piketty (1999) est certainement comparable, dans son principe, à la réforme étudiée ici. Quatre éléments de différenciation doivent cependant être notés. Le taux d'imposition implicite retenu est plus élevé que celui de 36% préconisé par Godino (obtenu comme le rapport du RMI forfait

logement *non* déduit sur le SMIC *brut*). En second lieu, la question de l'aide au logement n'est pas abordée chez ce dernier. En troisième lieu, et tel qu'elle apparaît dans l'estimation de son coût effectuée par Spector en annexe de Castel, Godino, Jalmain et Piketty (1999), la réforme de Godino consiste à créer une nouvelle allocation qui serait versée annuellement. Le calcul de cette allocation est donc effectué *chaque année* sur la base du revenu annuel du ménage. Dans les réformes envisagées ici, la révision du calcul des revenus d'activités cumulables aux minima sociaux intervient à l'occasion de la révision *trimestrielle* du montant du RMI, et ceci quelque soit la situation initiale de l'allocataire<sup>6</sup>. En dernier lieu, et de manière essentielle, l'allocation étudiée dans Castel, Godino, Jalmain et Piketty (1999) est déterminée sans tenir compte des revenus du ménage autres que les allocations familiales, le complément familial, l'APJE, les revenus d'activité et les indemnités de chômage. L'assiette que nous retenons est plus extensive, puisqu'elle contient tous les revenus qui sont pris en compte dans le calcul des minima sociaux. La différence porte plus précisément sur les pensions alimentaires, les pensions invalidité, les indemnités de formation, les préretraites, les rentes d'accident du travail, les indemnités journalières de maternité et de maladie, etc... Ces différents éléments mis bout à bout finissent par induire des différences plus que significatives, comme l'indique le chiffrage des coûts.

## 2.4. Le chiffrage des coûts

### 2.4.1. Le modèle de microsimulation Simptom

C. Hagneré (2000) a mis au point au THEMA le modèle de microsimulation Simptom ("SIMulation des Prélèvements et Transferts Octroyés aux Ménages") qui permet entre autres de fournir une estimation du coût de la réforme de référence et de ses différentes variantes. Ce modèle est branché sur les données françaises du Panel Européen. Celui-ci a été privilégié dans la mesure où il offre des renseignements étoffés sur l'activité passée, qui constitue une variable clé du comportement des agents sur le marché du travail. En utilisant les 3 premières vagues de cette enquête, nous avons retenu un échantillon de 5906 ménages, dont on connaît le détail des revenus perçus dans l'année, ainsi que le calendrier d'activité et de perception des revenus mois par mois pour les années 1993, 1994 et 1995. On dispose aussi d'une description des caractéristiques démographiques du ménage et de la situation de ses différents membres. A partir de ces données, Simptom calcule le montant des taxes et des transferts que

---

<sup>6</sup> Qu'il soit bénéficiaire du RMI ou non avant la réforme.

doit acquitter et percevoir chaque ménage d'après la législation fiscale en vigueur et 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, les allocations logements (APL et AL), l'Allocation de Solidarité Spécifique (ASS) et l'Allocation Unique Dégressive (AUD). Les prélèvements obligatoires incorporés dans Simptom sont l'impôt sur le revenu, la CSG, les cotisations sociales, la taxe d'habitation. Ces calculs, effectués au niveau de chaque ménage, permettent d'obtenir des résultats agrégés comme le nombre de bénéficiaires mois par mois ou encore le coût global de la réforme grâce à la calibration de l'échantillon.<sup>7</sup> L'intérêt de Simptom par rapport aux autres modèles de microsimulation existants est de tenir compte de la dimension temporelle, qui joue un rôle fondamental en France, en particulier dans le contexte du RMI. Cette prise en compte de la dimension temporelle permet d'intégrer par exemple le fait que les droits au RMI d'un individu qui a totalisé moins de 750 heures d'emploi depuis la dernière reprises d'activité ne sont pas les mêmes que les droits d'un individu de caractéristiques identiques qui a travaillé plus de 750 heures depuis la dernière reprise d'activité.

#### **2.4.2 Estimation du coût des réformes**

Le coût estimé de la réforme de référence est de 12,62 Milliards de Francs en 1995 pour l'ensemble des ménages sans tenir compte des conséquences de la réforme sur le comportement d'offre de travail.<sup>8</sup> 1,376 millions de ménages au sens de la CNAF percevraient cette allocation compensatrice en plus des bénéficiaires actuels du RMI. Ce chiffre doit être modulé en fonction "du taux d'ayant pris" (take-up rate) qui mesure la fraction de la population des individus théoriquement éligibles au RMI (d'après la législation en vigueur) qui choisissent de percevoir effectivement ce minimum social. Il est difficile d'évaluer ce taux à partir de données d'enquête tant la sous-représentation des ménages en difficulté y est patente. Dans les données du Panel Européen, par exemple, compte tenu des

---

<sup>7</sup> Les pondérations fournies par l'INSEE ont été modifiées de manière à satisfaire une dizaine de contraintes supplémentaires portant notamment sur le nombre de bénéficiaires des prestations familiales simulées par Simptom pour l'année 1995.

<sup>8</sup> Cette estimation est sans doute légèrement biaisée vers le bas dans la mesure où le Panel Européen ne fournit aucune information spécifique sur les individus qui perçoivent l'ASS (qui sont répertoriés dans le même bloc que ceux qui perçoivent l'AUD). Pour cette raison, la simulation de la réforme effectué par Simptom a attribué aux bénéficiaires de l'ASS du panel européen le régime d'intéressement applicable au individus bénéficiaires du RMI. Cette procédure peut conduire à une sous-estimation du coût de la réforme, dans la mesure où les conditions de ressources sont moins restrictives pour les bénéficiaires de l'ASS que pour ceux du RMI.

poinds en vigueur, le nombre de RMistes recensés est de 498 000 en juin 1995, alors qu'à la même date la CNAF en dénombre 820 000 en Métropole. Bien sûr, il faut retrancher de ce dernier chiffre les 78 000 RMistes qui ne bénéficient pas du forfait logement et sont sans domicile fixe. Cette catégorie est d'emblée exclue de l'enquête. Néanmoins, la conclusion s'impose qu'un tiers des RMistes manque à l'appel dans le Panel Européen. S'agit-il d'un problème de sous-déclaration dû à des phénomènes de stigmatisation liés au statut d'allocataire de minima sociaux, ou d'un vrai problème de sous-représentation ? On serait enclin à pencher vers la première alternative en constatant que le nombre d'ayant droits au RMI en ce même mois de juin 1995 tel qu'il peut être estimé par Simptom s'élève à 980 000, un chiffre à rapprocher des 752 000 RMistes vivant dans un logement ou dans un foyer. Par ailleurs, le RMI étant par définition un minimum social, une sous-déclaration des revenus hors RMI peut conduire Simptom à attribuer du RMI à des ménages qui ne devraient pas le toucher. Les chiffres dont nous disposons conduisent donc à une valeur de 76% ( $752\ 000 / 980\ 000$ ) pour une borne inférieure du taux d'ayant pris, valeur que l'on peut rapprocher de celle obtenue par Scholz (1994) pour l'EITC américain (75% en 1988 et entre 80% et 86% pour 1990). Vu le manque de précision de cette estimation, aucune tentative de modélisation microéconomique du taux d'ayant pris n'a été réalisée, mais bien sûr, le lecteur peut garder à l'esprit, que s'agissant du retour à l'emploi, nous travaillons sur une population de référence de 10% à 20% trop étendue.

Il est intéressant de comparer le coût de la réforme de référence avec celui de la proposition d'ACR de Godino tel qu'évalué par Spector en annexe de Castel, Godino, Jalmain et Piketty (1999). Ce dernier obtient un coût de 23,8 Milliards de F avec un nombre de bénéficiaires de 2,7 Millions en se basant sur l'enquête Emploi. En refaisant le calcul de Spector sur les données du Panel Européen, nous obtenons un coût de 24,48 pour 2,74 millions de bénéficiaires. L'écart substantiel entre le coût de la réforme de référence étudiée ici (12,62 milliards) et celle de l'ACR Godino (24,48 milliards) illustre éloquemment la différence entre les deux projets de réforme. Plus précisément, trois des différences évoquées plus haut permettent à notre réforme d'être moins coûteuse que la proposition de Godino. D'abord, nous soustrayons du coût les dépenses engagées dans le régime actuel au titre de l'intéressement qui n'auront plus lieu d'être si la réforme était adoptée. Ces dépenses totalisent 1,844 Milliards de Francs. Ensuite, la modification du mécanisme des aides au logement permet une économie de 1,091 Milliards de F. Finalement, l'essentiel de la différence provient de la différence d'assiette dans le calcul des droits au RMI. Le fait de retenir l'assiette des minima sociaux conduit à une diminution de coût de 8,870 Milliards de Francs. La

différence liée au rythme de révision du calcul de l'allocation (annuelle chez Godino, trimestrielle ici) ne semble pas jouer un rôle significatif dans l'explication des différences de coûts. En effet, une ACR annuelle qui incorpore les trois autres éléments de différenciation cités plus haut ne coûte plus que 12,679 Milliards de Francs c'est-à-dire un chiffre identique au coût estimé de la réforme de référence.

## 2.5. Les variantes envisagées

Deux ensembles de variantes de la réforme de référence sont également envisagées. Elles consistent toutes à rendre plus intéressantes les possibilités de cumul d'une activité rémunérée avec un minimum social et, de ce fait, entraînent des coûts plus importants que cette réforme de référence.

La première série de variantes introduit une *variation* du taux marginal d'imposition à partir d'un niveau de revenu d'activité équivalent à un demi-SMIC. Ces variantes permettent plus précisément de *diminuer* le taux marginal d'imposition auquel est confronté le bénéficiaire d'un minimum social sans travail en augmentant celui auquel est confronté l'individu qui a gagné un revenu mensuel équivalent à un demi-SMIC. Plus précisément, cinq réformes sont considérées, correspondant à autant de paires de taux marginaux d'impôts (la première en deçà, la seconde au delà de la cassure définie par le demi-SMIC), et par rapport à la réforme de référence, le décrochage se fait de 10 points en 10 points: (30%,50% ; ½ SMIC), (20%,60% ; ½ SMIC), (10%,70% ; ½ SMIC), (0%,80% ; ½ SMIC), (-10%,90% ; ½ SMIC). Par exemple, la réforme (-10%,90% ; ½ SMIC) signifie que tant que le revenu d'activité de l'individu ne dépasse pas un demi-SMIC, le revenu disponible de l'individu s'accroît de 1,10 F à chaque fois qu'il gagne 1F de plus en revenu salarial. Par contre, si son revenu d'activité dépasse le demi-SMIC, il ne touchera que 10 centimes sur chaque franc gagné en plus. L'abréviation correspondant à la réforme de référence dans certains graphiques ou figures sera (40%,40%).

Une deuxième série de variantes repousse le seuil de modification des taux marginaux d'imposition au niveau du SMIC. La même gamme de taux que précédemment est considérée et donc cinq autres réformes sont envisagées: (30%,50% ; SMIC), (20%,60% ; SMIC), (10%,70% ; SMIC), (0%,80% ; SMIC), (-10%,90% ; SMIC).

Les coûts de ces différentes réformes, lorsque l'on limite leur champ d'application aux ménages dont le chef est sans conjoint (à comparer avec les estimations fournies plus haut pour la réforme de référence que l'on supposait appliquée à l'ensemble des ménages) sont présentés dans le tableau ci-dessous.

Taux marginaux	40% 40%	30% 50%	20% 60%	10% 70%	0% 80%	-10% 90%
Variantes 1/2 Smic	3,51	3,77	4,13	4,52	4,95	5,42
Variantes Smic	3,51	5,99	9,51	13,62	18,19	23,37

**Tableau 1 : Coût en MdsF (en 1994) des réformes à comportement constant (échantillon restreint aux ménages dont le chef est sans conjoint)**

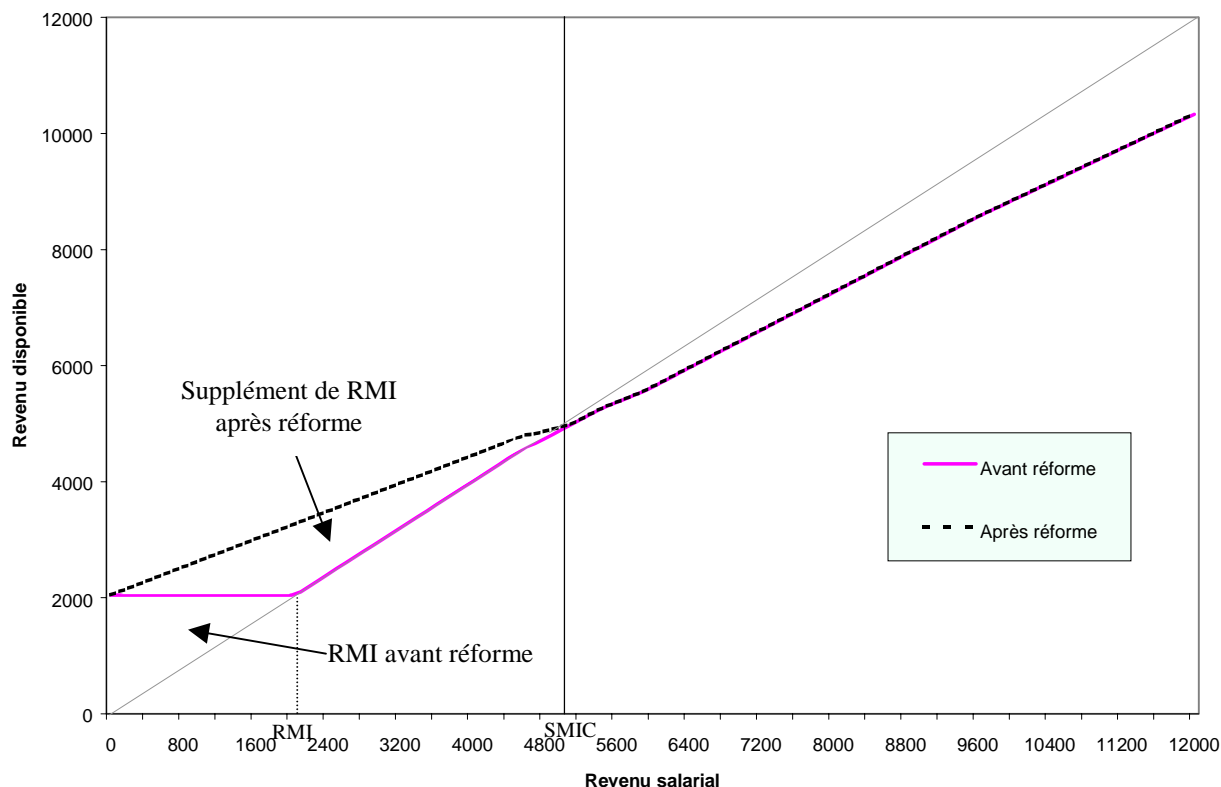
Il apparaît bien que le coût incrémental d'une réforme par rapport à la précédente est très nettement croissant.

### 3. EFFET THEORIQUE SUR L'OFFRE DE TRAVAIL

Tant les calculs des coûts de la réforme Godino que ceux des variantes de nos réformes discutés dans la section précédente supposaient un comportement d'offre de travail inchangé de la part des individus. Or, et c'est d'ailleurs là un but avoué d'une ACR, la mise en œuvre de ces réformes doit modifier le comportement d'offre de travail des individus (en rendant en particulier plus attractive financièrement la perspective de trouver un emploi). Comment les individus sont-ils susceptibles de réagir à la mise en œuvre des réformes présentées dans la section précédente ? La théorie traditionnelle de l'offre de travail fournit une réponse relativement précise à cette question dans le cas de ménages ne comprenant qu'un seul actif. En particulier, elle prévoit que la mise en œuvre de la réforme de référence doit inciter un certain nombre de RMistes qui ne travaillent pas à rechercher (plus) activement un emploi. Par contre, la même théorie prévoit un effet ambigu au niveau du total des heures travaillées. En effet, sous l'hypothèse plausible que le loisir soit un bien normal, la théorie prévoit que les ménages qui travaillent à temps partiel (sauf peut être ceux qui effectuent un nombre d'heures très faible) vont tous réagir à la réforme en réduisant leur prestation de travail. La théorie prévoit également que la réforme entraînera une diminution de la prestation de travail chez certains des ménages qui ont choisi, dans le régime actuel, de travailler à temps plein.

Afin d'illustrer et de préciser le raisonnement, prenons le cas d'un célibataire hébergé et qui, pour cette raison, ne peut percevoir l'allocation logement. En 1995, le montant du RMI forfait logement déduit était de 2046F et le montant du SMIC net de 5126 F. Par souci pédagogique, nous retenons le cas où la différence entre les situations avant et après réforme est la plus nette. Nous nous plaçons donc dans le cas d'un individu qui raisonne à long terme, c'est à dire après avoir épuisé toutes les possibilités d'intéressement du système en vigueur.

La différence entre les domaines budgétaires peut alors être stylisée comme suit, lorsqu'on suppose que l'individu fait face à un éventail continu de combinaisons de loisir et de consommation.



**Figure 3: Domaine budgétaire avant et après réforme pour un célibataire hébergé (situation de long terme)<sup>9</sup>**

Quatre cas peuvent être distingués quant à l'effet que peut avoir la réforme sur un tel individu.

#### **Cas (i) - L'individu avait choisi de ne pas travailler avant la réforme**

Selon la théorie microéconomique standard, la réaction d'un individu qui se trouve dans cette situation est facile à prévoir. Il choisira de travailler un certain nombre d'heures si le salaire horaire net que lui procure sa décision (60% de son salaire brut, soit 18 F de l'heure

<sup>9</sup> Cette figure est voisine de la Figure 2 mais c'est le revenu mensuel d'activité qui est porté en abscisse au lieu des heures de travail. L'autre différence porte sur l'aide au logement, absente ici.

s'il est rémunéré au SMIC en vigueur en 1995) est supérieur à son salaire de réserve. Il ne modifiera pas sa décision dans le cas contraire<sup>10</sup>.

#### **Cas (ii) - L'individu travaillait, mais son revenu d'activité était inférieur au RMI**

L'analyse débouche dans ce cas, relativement peu probable *a priori*, sur l'ambiguïté. La mise en place de la réforme peut se décomposer en un effet de substitution, par lequel le taux de salaire implicite est *augmenté*, et en un effet richesse, qui s'oppose au premier, rendant l'effet total ambigu. L'individu réagira favorablement à la réforme (augmentera son effort de travail) si l'effet de substitution l'emporte sur l'effet richesse et réagira défavorablement à la réforme dans le cas contraire.

#### **Cas (iii) - Le revenu d'activité de l'individu était compris entre le montant du RMI et du SMIC de temps plein**

Ce cas correspond typiquement à un individu ayant choisi de travailler à temps partiel dans le régime actuel du RMI en étant rémunéré à des taux de salaires horaires voisins du SMIC. L'effet de la réforme se décompose en un effet-substitution, associé à une *réduction* du taux implicite de la rémunération du temps, et en un *accroissement* de richesse. Dans un tel cas, la prédiction théorique est tout à fait claire, si le temps de loisir de l'individu est un bien normal: un tel individu *réduira* son effort de travail.

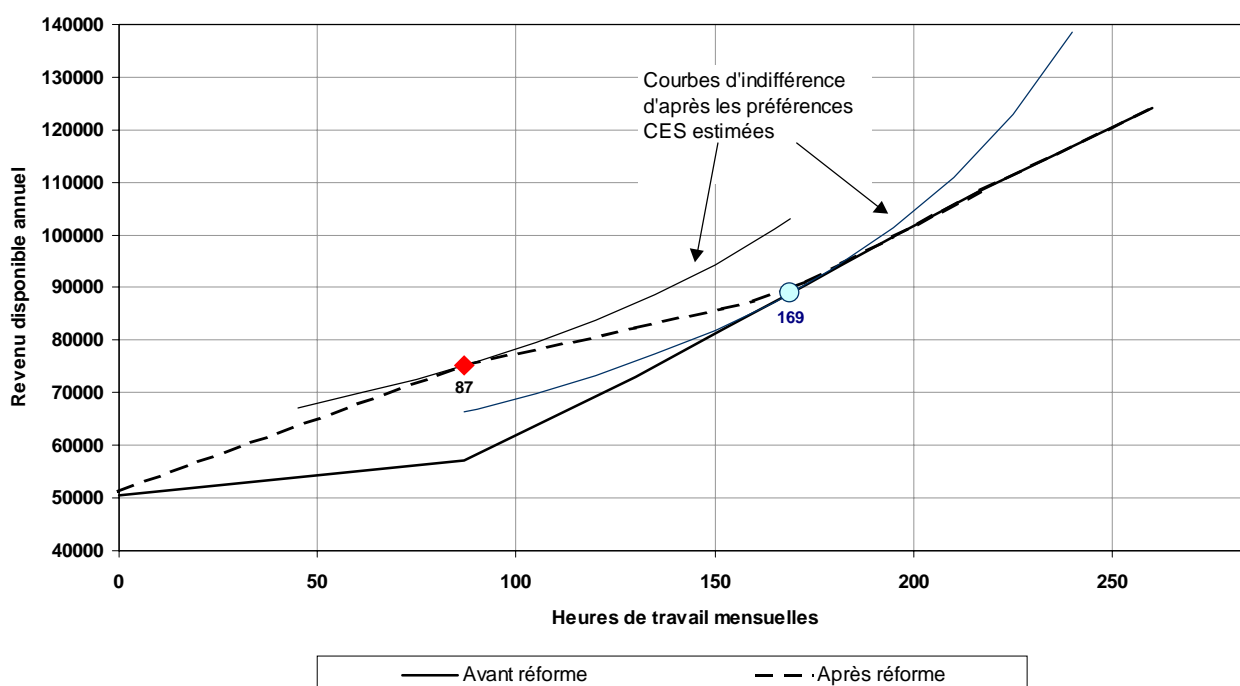
#### **Cas (iv) – L'individu percevait un revenu mensuel d'activité supérieur au SMIC**

Ce cas correspond typiquement à un individu ayant choisi de travailler à temps plein (voire même davantage) dans le régime actuel du RMI. Aucun effet substitution et richesse ne peut être invoqué pour prévoir la réaction d'un tel individu car la réforme ne modifie pas la portion linéaire de la contrainte budgétaire sur laquelle il a choisi de se trouver. De fait, il est possible que la réforme n'ait aucun effet pour certains de ces individus. Mais il est aussi possible qu'un individu dans cette situation réduise significativement son effort de travail après la mise en place de la réforme. Il suffirait pour cela que la courbe d'indifférence à laquelle appartient son choix avant la réforme croise la frontière de l'ensemble budgétaire qui résulterait de la mise en œuvre de la réforme. A titre d'exemple, le graphique ci-dessous

---

<sup>10</sup> Cette dernière conclusion est également valable dans le cas où l'individu n'a qu'un éventail discret de choix de combinaisons de loisir et de consommation. Il pourrait par contre choisir de ne pas travailler même si 18 F était supérieur à son salaire de réserve. En ce sens, relâcher l'hypothèse d'un éventail continu de choix réduit le caractère favorable de la réforme en termes de taux de participation. Par contre, en termes d'heures travaillées, la conclusion est ambiguë car un individu soumis à un éventail discret de choix peut réagir plus fortement ou plus faiblement que s'il avait été confronté à une plage continue d'heures de travail.

illustre le changement d'équilibre prédit par le modèle estimé dans Gravel-Hagneré-Picard (2000) pour un des individus de la base (un homme ayant un taux de salaire de 34 F de l'heure) qui travaillait effectivement à plein temps en 1995. Ses préférences ont été estimées et sont de type CES. La réforme impliquée n'est pas la réforme de référence mais la réforme (0,80%;½ SMIC). L'individu, compte tenu de ses préférences, choisit de ne plus travailler qu'à mi-temps.



**Figure 4 : Un exemple de diminution prédite des heures de travail pour un des individus du Panel Européen suite à l'introduction de la réforme (0%,80%;½ smic)**

En conclusion, la prise en compte de la réaction des individus à la mise en place de la réforme nous permet de conclure à un effet incitatif chez une partie des individus du cas (i), un effet ambigu chez les (rares) individus du cas (ii), et un effet désincitatif chez tous les individus du cas (iii) et une partie des individus du cas (iv). Seule une analyse empirique peut permettre de déterminer l'ampleur respective de ces effets.

#### 4. RESULTATS DES SIMULATIONS

On se reportera à Gravel-Hagneré-Picard (2000) pour une présentation complète de la méthode de simulation et des estimations économétriques sous-jacentes. Mentionnons que la simulation est réalisée sur un sous-échantillon du Panel Européen de 879 ménages dont le

chef est sans conjoint et que l'hypothèse d'un ensemble continu d'heures de travail a été retenue. Pour pouvoir tirer parti de l'information sur le passé et le futur, les estimations sont réalisées sur l'année 1994. Une estimation séparée a été réalisée pour les hommes (au nombre de 345 et représentatifs de 1584 203 ménages) et pour les femmes (au nombre de 534 et représentatives de 2 131 112 ménages).

Pour chaque scénario de réforme et chaque sexe, les résultats se présentent sous la forme d'une *matrice de transition*. Toutes sont reproduites en annexe et, à titre d'exemple, nous commentons plus particulièrement les résultats consignés dans la matrice de transition des femmes pour la réforme (0%,80%, ½ SMIC).

		Après réforme							Total	dist. marg.	
		0	0-87	88-120	121-140	141-155	156-175	176-200	>200		
Avant réforme	0	87.77%	11.82%	0.26%	0.11%	0.03%				100.00%	23.44%
	0-87		100.00%							100.00%	5.23%
	88-120		59.94%	40.06%						100.00%	3.35%
	121-140		39.50%	1.03%	59.48%					100.00%	5.26%
	141-155		18.67%	4.05%		77.28%				100.00%	3.42%
	156-175		17.01%	2.00%	1.22%		79.77%			100.00%	43.84%
	176-200		7.25%	5.18%	4.75%	2.24%		80.58%		100.00%	10.91%
	>200								100.00%	100.00%	4.53%
dist. marg.		20.57%	20.98%	3.04%	4.21%	2.90%	34.97%	8.79%	4.53%		100.00%

**Tableau 2 : Matrice de transition des femmes sans conjoint selon les heures de travail mensuelles (réforme 0% ;80%;½ smic)**

Cette matrice se lit comme suit : 11,82 % des femmes qui ne travaillaient pas avant la réforme choisiraient de travailler entre 0 et 87 heures par mois si la réforme était adoptée. Les résultats confirment donc qu'une certaine incitation au travail des femmes est produite par cette réforme (un peu plus de 12% des femmes sans travail reprendraient le chemin de l'emploi si la réforme était adoptée). Les résultats indiquent également que le risque d'une réduction de l'offre de travail des individus travaillant avant la réforme à temps partiel ou à temps complet n'est pas à prendre à la légère. Par exemple, plus de 20% des femmes qui travaillaient entre 156 heures et 175 heures passent à temps partiel.

Si l'on considère le nombre d'heures de travail mensuelles effectuées par un individu comme une variable aléatoire, il apparaît que la distribution des heures travaillées après réforme ne domine pas la distribution avant réforme au sens de la dominance stochastique d'ordre 1. Cela montre que l'effet incitatif qui semble avéré pour les individus qui ne travaillent pas ou peu ne l'emporte pas sur l'effet désincitatif pour les individus qui travaillent au delà du mi-temps. En particulier, *le nombre cumulé d'heures travaillées diminue suite à la*

*réforme*. C'est là évidemment un des grands enseignements de l'étude empirique : le total des heures travaillées après la réforme par les individus qui étaient initialement sans emploi est de plus faible ampleur, quelle que soit la réforme considérée, que la diminution des heures travaillées par les individus initialement employés: le solde en termes d'heures de travail est toujours négatif. Ce phénomène est confirmé par l'inspection des figures 5, qui représentent l'évolution du gain agrégé des heures de travail des individus initialement employés en relation avec la perte agrégée des heures de travail de ceux qui étaient employés, lorsque l'on s'en tient aux réformes avec cassure au demi-SMIC. Par exemple, dans le cas de la réforme maximale, le nombre d'heures de travail gagnées mensuellement par les individus devenant employés est de l'ordre de 7 Millions d'heures, à comparer avec les 35 Millions d'heures perdues par les individus initialement employés. Ceux-ci diminuent leur offre de travail de 7,3% en moyenne et le pourcentage monte même à 9,5% pour les femmes.

Rappelons que chaque réforme se déduit de la précédente par une diminution de même ampleur du taux marginal effectif d'imposition en deçà du demi-SMIC et par un accroissement de même ampleur du taux marginal effectif d'imposition au delà du demi-SMIC. Force est de constater que le bénéfice marginal d'une diminution de 10 points en deçà du demi-SMIC est approximativement constant, alors que le coût marginal d'une augmentation de 10 points au delà du demi-SMIC des heures de travail est approximativement croissant. En conséquence, le solde négatif d'heures travaillées plonge au fur et à mesure que l'on considère des réformes avec des taux marginaux de plus en plus différenciés au voisinage du demi-SMIC.

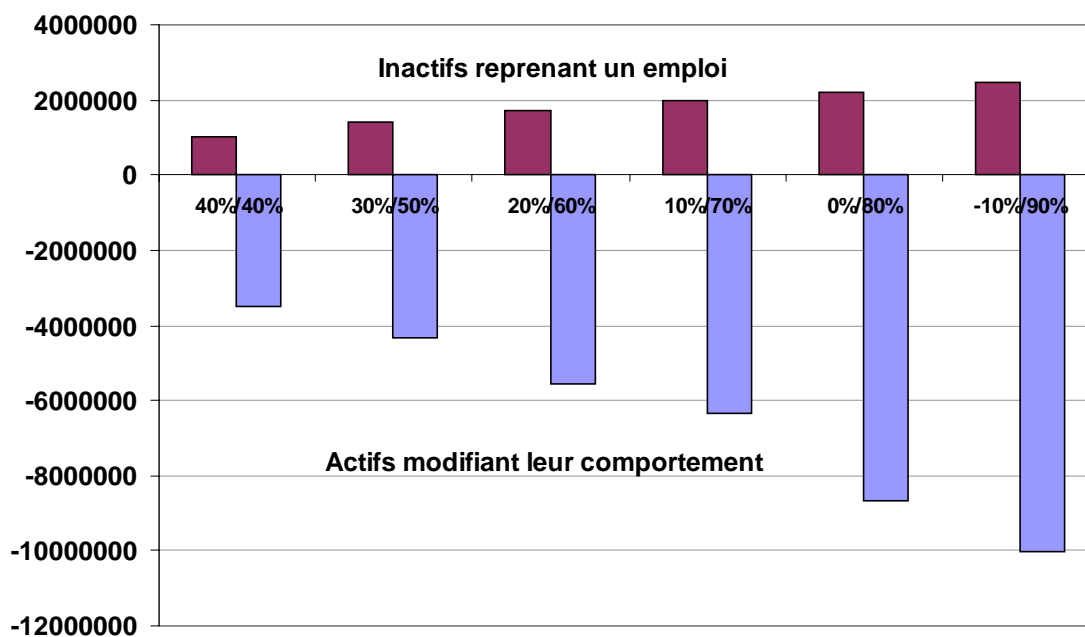


Figure 5a : Evolution comparée des gains et pertes d'heures de travail pour les hommes selon les variantes cassure demi-SMIC

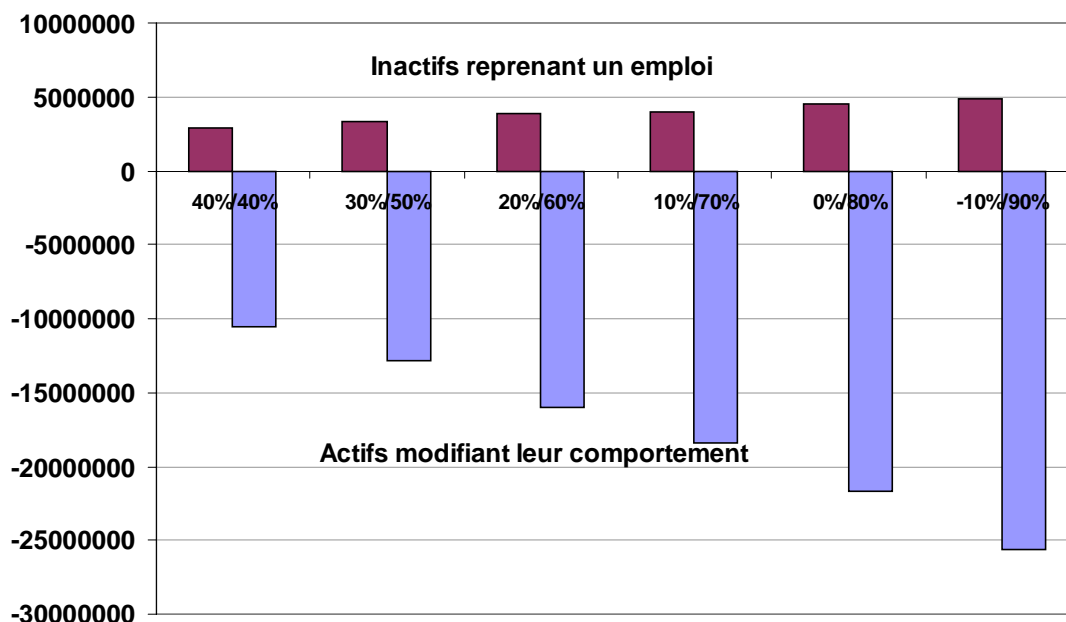


Figure 5b : Evolution comparée des gains et pertes d'heures de travail pour les femmes selon les variantes cassure demi-SMIC

En sus, aucun effet en termes de dominance stochastique d'ordre 2 n'est au rendez-vous non plus. Il n'est pas possible de conclure que la réforme induit un resserrement de l'éventail des heures travaillées. Ces constatations sont valables quelle que soit la réforme et le sexe considéré. Le retour à l'emploi est toujours plus faible pour les hommes : on compte approximativement deux reprises d'emploi féminines pour une reprise d'emploi masculine.

L'examen des matrices de transition pour les différentes réformes confirme que lorsque l'on diminue le taux marginal effectif d'imposition avant le seuil du demi-SMIC, le pourcentage d'individus qui reprennent un emploi augmente, tandis que, parallèlement, l'effet désincitatif pour les personnes travaillant déjà s'amplifie. Si la diminution du nombre d'heures de travail que désirent travailler les individus était vue comme intrinsèquement bénéfique, alors le classement des différentes réformes irait de soi. La réforme qui présente le taux marginal le plus bas aux alentours du non emploi dominerait toutes les autres. Si au contraire la diminution des heures travaillées, synonyme de réduction du produit national toutes choses égales par ailleurs, est vue comme un mal, alors il existe bien un arbitrage, une diminution de la quantité du facteur travail dans l'économie toute entière étant le prix à payer pour obtenir un timide retour à l'emploi. Pour synthétiser cet arbitrage, la figure 6 représente le bilan des 11 réformes envisagées dans le plan (proportion d'individus reprenant un emploi, perte d'heures travaillées en %).

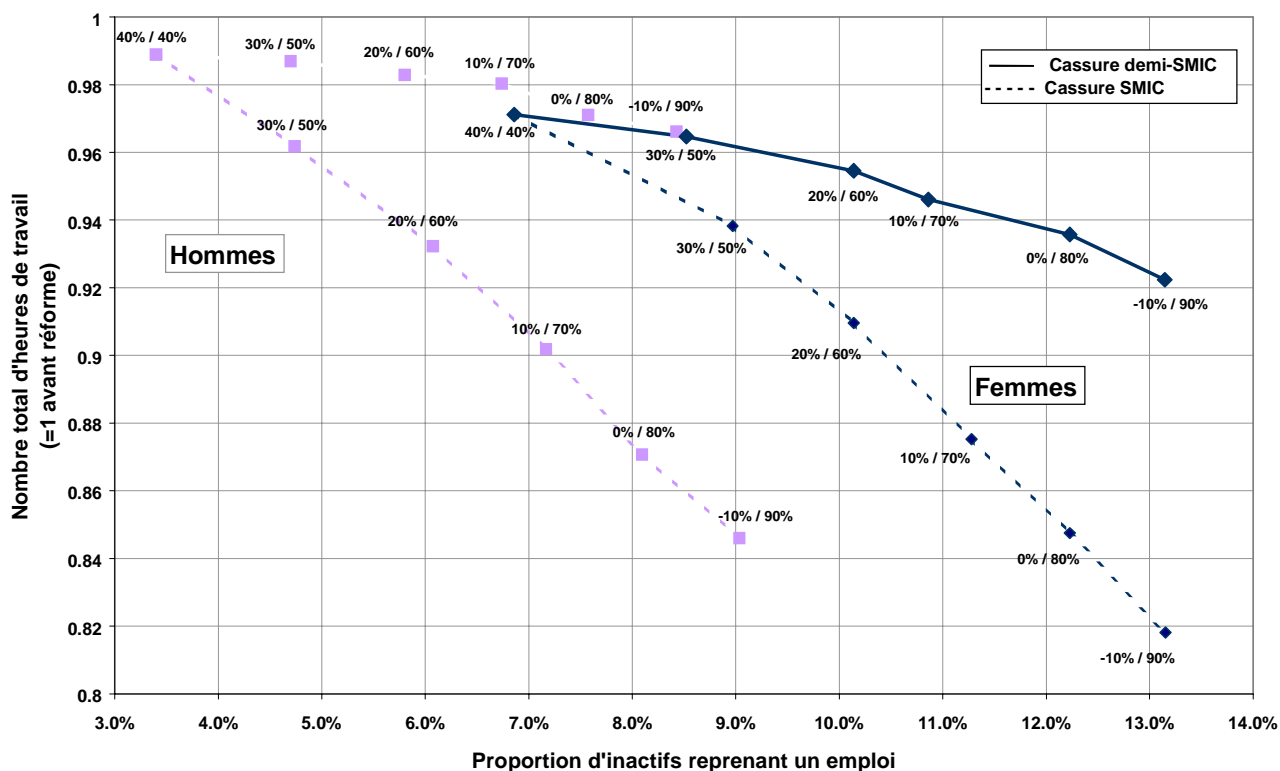


Figure 6 : L'arbitrage Reprise d'emploi, perte d'heures travaillées en %

Plusieurs enseignements se dégagent de ce graphique. Tout d'abord, la réforme avec seuil au SMIC est dominée par la réforme avec seuil au demi-SMIC. La première est toujours plus coûteuse que la seconde en termes de perte d'heures travaillées, sans être vraiment plus productive en termes de retour à l'emploi. Un décideur qui aurait une fonction objectif croissante en les deux arguments choisira toujours une réforme avec rupture des taux marginaux au demi-SMIC. Le ressort essentiel de ce résultat réside dans le fait que dans l'équation de participation qui est estimée dans Gravel-Hagneré-Picard (2000), la variable financière qui a été retenue est le rapport du revenu disponible à mi-temps au revenu disponible en cas d'inactivité<sup>11</sup>. Or, une réforme (X%,Y%; SMIC) n'entraîne qu'une hausse très faible de ce ratio par rapport à une réforme (X%,Y%,1/2 SMIC) (la hausse est nulle pour un individu dont le salaire horaire est inférieur ou égal au SMIC). Les commentaires qui vont suivre concernent donc uniquement les scénarios de réforme avec seuil au demi-SMIC, dont les effets dessinent une frontière des possibles à pente de plus en plus négative.

Le retour à l'emploi est significatif mais modeste : il concerne 13,1% des femmes (resp. 8,4% des hommes) dans la réforme maximale et 6,9% (resp. 3,4% des hommes) dans la réforme minimale, qui est aussi celle de référence. Le taux de non-emploi passe, dans le cas de la réforme maximale, de 21,7% à 18,9% chez les femmes (resp. 19,3% à 17,8% chez les hommes). Toujours dans le scénario maximal, ce retour à l'emploi (généralement à temps partiel) concernerait 61 000 femmes et 26 000 hommes.

La réduction totale des heures travaillées est au minimum de 2,08% avec la réforme de référence, tous sexes confondus, et atteint 5,77% avec la réforme maximale. Cela induit une perte de masse salariale annuelle (hors cotisations sociales) de 4,46 Milliards de F dans le premier cas de figure et de 12,23 Milliards de F dans le second cas.

La réforme subit donc une sorte de « loi des rendements décroissants ». La diminution de la masse salariale est de plus en plus forte et la baisse des revenus d'activité induit mécaniquement une hausse des concours apportés au titre des minima sociaux ainsi qu'au titre de l'allocation logement. Par ailleurs, il faut s'attendre à de moindres rentrées fiscales au titre

---

<sup>11</sup> Cette variable est dans tous les cas plus pertinente que le rapport du revenu disponible à temps plein au revenu disponible en cas d'inactivité, même pour les variantes avec cassure au SMIC. En effet, bien que cette dernière variable joue légèrement plus dans l'équation d'emploi que la variable retenue, la réforme a tendance, quelle que soit la variante, à accroître davantage les incitations à mi-temps qu'à plein temps. Par exemple, pour la réforme (0%,80%,SMIC), le modèle prédit, avec les incitations à plein temps, un retour à l'emploi de seulement 5,8% des femmes non employées (à comparer avec les 12,2% de la figure 6).

de l'impôt sur le revenu. Le tableau suivant donne l'évolution du coût pour l'Etat suivant la réforme considérée, en incorporant ces différents effets et le coût marginal par emploi créé pour les réformes au delà de la réforme de référence. Il s'avère que le coût de l'opération est loin d'être anodin pour le contribuable.

	Référence	30% 50%	20% 60%	10% 70%	0% 80%	-10% 90%
Coût à comport. Constant (en MdF)	3, 51	3,77	4,13	4,52	4,95	5,42
ΔCoût due au comportement (en MdF)	1,55	2,16	3,22	4,37	6,24	8,06
Coût Total (en MdF)	5,06	5,93	7,36	8,89	11,19	13,48
Nombre d'emplois générés	42 176	53 854	64 913	70 937	79 815	86 685
Coût marginal (ou moyen *) d'un emploi généré (en F / an)	119 973*	74 499	118 643	253 984	259 067	333 333

**Tableau 3 : Coût pour l'Etat des emplois créés pour chaque scénario de la réforme avec cassure au demi-SMIC.**

Le principal enseignement de ce tableau tient dans ce que le supplément de dépense par emploi supplémentaire généré par les trois derniers scénarios de réformes devient franchement prohibitif pour les Finances Publiques. Il nous reste à examiner les effets redistributifs des différents scénarios de réformes avec cassure au demi-SMIC

## 5. LES EFFETS REDISTRIBUTIFS

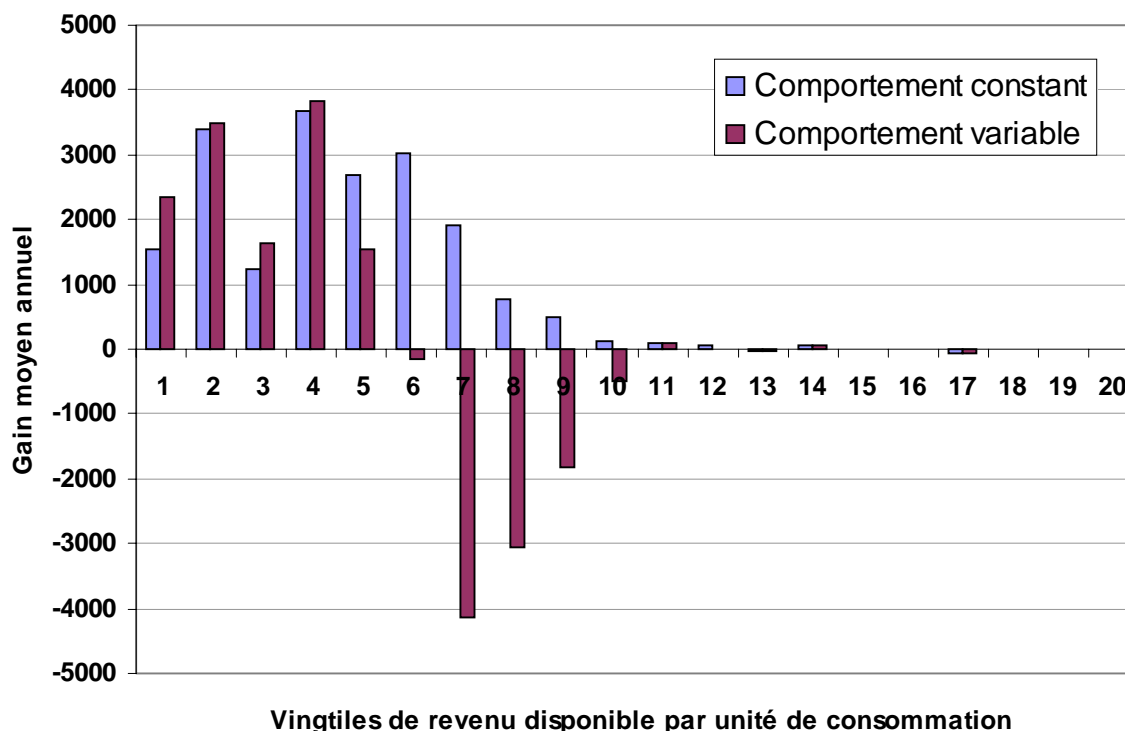
Si la finalité d'une ACR reste évidemment le retour à l'emploi, il n'en reste pas moins *qu'in fine*, on est en droit d'espérer que son instauration induira une augmentation du revenu et du bien-être des allocataires de minima sociaux. Il serait en particulier logique d'attendre d'une réforme de ce type une réduction de l'inégalité de revenus. Une analyse des effets redistributifs de ce type de réforme a déjà été réalisée dans Fleurbaey, Hagneré et Trannoy (2000), en supposant inchangé les comportements d'offre de travail et en tenant compte d'un scénario de financement de la réforme. Nous examinons ici certaines conséquences redistributives de la réforme en tenant compte des changements de comportements d'offre de travail mais sans inclure de scénario de financement. En toute logique, la prise en compte d'un scénario de financement nous aurait obligé à tenir compte des réactions, en termes

d'offre de travail, des contribuables, ce qui aurait constitué une tâche d'une grande complexité. Même en négligeant les effets de réduction du revenu disponible des contribuables sollicités dans le financement de la réforme, il n'est pas évident que cette dernière augmente le revenu disponible des individus qui en bénéficieraient. Il est en effet possible que la réforme entraîne une baisse de revenu disponible de certains individus qui, avant la réforme, travaillaient à temps plein en incitant ces individus à réduire substantiellement leur effort de travail. La figure 7 montre ce qu'il en est des gains de revenus<sup>12</sup> par vingtile de revenu disponible par unité de consommation.<sup>13</sup> On constate que les revenus disponibles moyens des individus appartenant aux 5 premiers vingtiles sont augmentés, lorsqu'on tient compte des comportements par rapport à ce qui se passe lorsqu'on n'en tient pas compte. Cette différence reflète l'influence favorable qu'exerce la réforme sur la prestation de travail des individus observés sans emploi avant la réforme. On remarque par contre que l'accroissement de revenu disponible induit par la réforme est plus faible lorsque l'on prend en compte les comportements que lorsqu'on raisonne à comportement constant à partir du 5<sup>ème</sup> vingtile, et que cet accroissement devient même négatif dès le 6<sup>ème</sup> décile, traduisant l'effet désincitatif de la réforme sur les heures travaillées par certains individus employés avant la réforme.

---

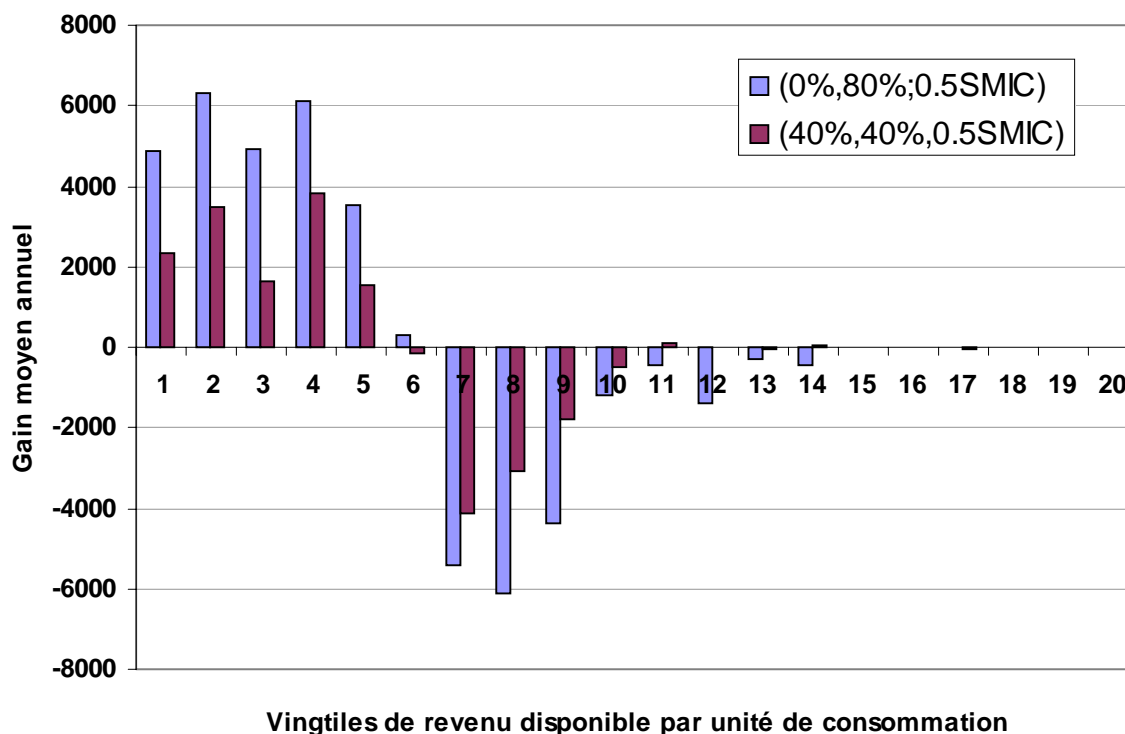
<sup>12</sup> On notera que les treizième et dix-septième vingtiles subissent en moyenne une légère baisse de revenu, et ceci même à comportement constant. Cette perte est la conséquence de la modification du calcul des aides au logement (cf. section 2.1).

<sup>13</sup> Les échelles d'équivalence utilisées sont de 1 pour le premier adulte, 0.7 pour chaque autre personnes âgée de plus de 17 ans et 0.5 par individu de moins de 17 ans.



**Figure 7 : Les gains de revenu disponible pour la réforme de référence à comportement constant et à comportement variable**

La figure 8 compare pour sa part les variations de revenus disponibles par vingtile induites par deux variantes de la réforme : la réforme de référence et la réforme (0%, 80% ½ SMIC) On y remarque un profil très semblable des effets redistributifs des deux réformes, la réforme (0%,80%;½ SMIC) ne faisant qu'amplifier les effets de la réforme de référence. Les gains de revenu disponible sont nettement concentrés dans le premier quartile, alors que les pertes de revenu affectent uniquement le deuxième quartile dans la réforme de référence ainsi que le troisième quartile pour la réforme plus ambitieuse. La classe moyenne inférieure réduit d'une manière notable son offre de travail et accepte des pertes de revenu disponible de l'ordre de 500 F par mois. Le gain du premier quartile (5 premier vingtiles) indique que des retours à l'emploi se produisent chez les bénéficiaires actuels des minima sociaux puisque la réforme ne comporte pas de majoration des montants de base de ces minima.



**Figure 8 : Les gains de revenu disponible pour la réforme de référence et pour la réforme (0%,80%;½ smic) (à comportement variable)**

Une condition *sine qua non* pour que le bien-être des individus affectés par la réforme augmente est que le revenu disponible total reçu par ces individus augmente. Or, comme le suggère le tableau suivant, cette augmentation du revenu disponible total dont disposerait, après la réforme, la totalité des individus en ayant bénéficiés n'est pas absolument garantie. La perte incrémentale de revenu est plus forte que le gain de transferts lorsque l'on passe de la réforme (10%,70%;½ SMIC) à la réforme (0,80%;½ SMIC).

	Réforme de référence	30% 50%	20% 60%	10% 70%	0% 80%	-10% 90%
<b>Gain marginal (ou moyen *) de revenu disponible (en Millions de F / an)</b>	+ 600*	+104	+82	+428	-34	+75

**Tableau 4 : Gain marginal de revenu disponible suivant la réforme**

En tout état de cause le gain de revenu disponible est très faible : par exemple, pour ne prendre que la réforme de référence, l'Etat injecte plus de 5 Milliards de Francs, les pertes en

revenu salarial épongeant près des neuf dixièmes de cette somme, si bien que le revenu disponible n'augmente modestement que de 600 Millions de Francs.

Avant d'examiner les effets redistributifs de ces réformes, il convient de remarquer que les critères usuels de comparaison des distributions de revenus sur la base des inégalités ont une pertinence relative, lorsque les différences entre les distributions de revenus résultent de changement de comportement de la part des individus. En effet ne retenir que le revenu et les besoins dans une analyse d'inégalités a beaucoup de sens quand on raisonne toutes choses égales par ailleurs, et en particulier, lorsque d'autres variables comme la quantité de loisir dont jouit chaque ménage est constant. La légitimité de ce genre d'exercice peut et doit être questionnée lorsqu'au contraire le ménage a modifié son revenu disponible *et* sa quantité de loisir suite par exemple à une réforme fiscale. La réduction de revenu disponible que subit volontairement un individu choisissant de « lever le pied » afin de profiter de plus de loisir n'a pas la même signification normative que celle (involontaire) subie par un individu suite à un épisode de chômage. En clair limiter l'analyse des inégalités aux revenus et aux besoins n'a de sens véritable que si on raisonne à quantité de loisir constante. Néanmoins l'exercice conserve un intérêt, si parmi les décideurs, il s'en trouve pour qui la diminution des inégalités pécuniaires apparaît bien comme un objectif essentiel. En outre, on est amené à constater que nombre d'études appliquées recourent à ce genre de comparaison sans prendre de précaution excessive de style.

Les critères utilisés sont à la fois des critères d'inégalité et de bien être, en ayant à l'esprit la distinction usuelle retenue dans la littérature de la mesure des inégalités. Pour le lecteur non averti, une précision terminologique s'impose. Un critère d'inégalité est défini à partir de la distribution des parts de revenu, tandis qu'un critère de bien-être part de la distribution des revenus. Le premier compare uniquement la répartition des parts de "gâteaux", tandis que le second prend en compte également l'évolution de la taille du gâteau (pour de plus amples renseignements, voir Lambert (1993) . Du côté des critères d'inégalité, on retiendra le critère de Lorenz relatif appliqué aux revenus du ménage et, de manière préférable, aux revenus par unité de consommation (voir Ebert (1999)). Pour les critères de bien-être, on a privilégié le critère de Lorenz Généralisé (cf Shorrocks (1983)) appliqué également aux deux types de revenus (par ménage et par unité de consommation), ainsi que les critères de Bourguignon (1989), d'Atkinson et Bourguignon (1987) et de Fleurbaey, Hagneré et Trannoy (1999) (critère FHT par la suite), qui tiennent compte de la taille familiale en définissant des classes de besoin. Les sept classes de besoin retenues sont les

suivantes<sup>14</sup>. En partant de celle considérée comme étant la moins nécessiteuse, on trouve d'abord celle composée des célibataires (67,5% du total), puis celle comprenant en sus du chef de famille un enfant de plus de 17ans (8,2%), ensuite celle où c'est un enfant de moins de 17 ans qui accompagne l'adulte (10,3%). Les deux groupes de besoin suivants sont les ménages comprenant en plus du chef de famille deux enfants de plus de 17ans (1,7%) suivis de ceux comportant 1 enfant de plus de 17 ans et un enfant de moins de 17 ans (3,2%). Finalement, les ménages avec deux enfants de 17 ans et un enfant de moins de 17 ans (3,5%) et les ménages qui n'appartiennent pas à une des catégories précédentes (5,6%) complètent cette liste. Les trois critères sus-mentionnés se ressemblent en ce qu'ils considèrent tous une plage d'échelles d'équivalence admissibles entre deux classes de besoin. Les plages considérées dans les critères de Bourguignon et d'Atkinson-Bourguignon sont cependant beaucoup plus larges que celle autorisée avec le critère FHT (pour des compléments voir Fleurbaey, Hagneré et Trannoy (1999,2000)).

Les tableaux 5 consignent les résultats obtenus selon tous ces critères. Les critères ont été groupés suivant la similarité des résultats obtenus. Ainsi par exemple le dernier tableau indique bien qu'il n'y a aucun désaccord entre les trois critères de dominance d'Atkinson-Bourguignon, de Bourguignon et de FHT.

Il apparaît ainsi que la seule réforme dominante au regard de tous les critères est la réforme de référence<sup>15</sup>. Les autres réformes ne dominent pas le *statu quo* de 1995, lorsque l'on introduit une certaine incertitude sur les échelles d'équivalence dans les comparaisons de niveau de vie entre ménages de taille différente (Tableau 5c). Toutes les paires de comparaison n'ont pas été effectuées au regard de ce résultat, qui tend à rendre nettement plus attrayant la réforme de référence; d'autre part un certain nombre de résultats supplémentaires se déduisent de la propriété de transitivité de la relation de dominance; par exemple on apprend (tableau 5a) que la réforme (10%,70%) domine la réforme (20%,60%) qui domine elle-même la réforme (30%,50%) pour les deux critères de Lorenz et de Lorenz généralisé. On en déduit que la réforme (10%, 70%) domine la réforme (30%,50%) pour les critères précités.

---

<sup>14</sup> Ils correspondent au classement « E » contenu dans le tableau 3.5 de Fleurbaey-Hagneré-Trannoy (2000).

<sup>15</sup> Notons également qu'un raisonnement simple mènerait à la conclusion que l'inégalité des ensembles d'opportunité, que sont les ensembles budgétaires, a également diminué pour tous les types de réforme.

A \ B	Avant réforme	40%/40%	30%/50%	20%/60%	10%/70%	0%/80%
Avant réforme						
40%/40%	A D <sub>2</sub> B					
30%/50%	A D <sub>2</sub> B	X				
20%/60%	A D <sub>2</sub> B		A D <sub>2</sub> B			
10%/70%	A D <sub>2</sub> B			A D <sub>2</sub> B		
0%/80%	A D <sub>2</sub> B				X	
-10%/90%	A D <sub>2</sub> B					A D <sub>2</sub> B

A D<sub>2</sub> B ⇔ A domine B selon les critères de Lorenz et de Lorenz Généralisé.

X ⇔ A ne domine pas B et n'est pas dominé par B selon les critères envisagés.

**Tableau 5a: Comparaison deux à deux des effets redistributifs sur la distribution des revenus (réformes avec seuil au demi-SMIC)**

A \ B	Avant réforme	40%/40%	30%/50%	20%/60%	10%/70%	0%/80%
Avant réforme						
40%/40%	A D <sub>2</sub> B					
30%/50%	A D <sub>2</sub> B	A D <sub>2</sub> B				
20%/60%	A D <sub>2</sub> B		X			
10%/70%	A D <sub>2</sub> B			A D <sub>2</sub> B		
0%/80%	A D <sub>2</sub> B				X	
-10%/90%	A D <sub>2</sub> B					A D <sub>2</sub> B

A D<sub>2</sub> B ⇔ A domine B selon les critères de Lorenz et de Lorenz Généralisé calculés sur revenus équivalents.

X ⇔ A ne domine pas B et n'est pas dominé par B selon les critères envisagés.

**Tableau 5b: Comparaison deux à deux des effets redistributifs sur la distribution des revenus par unité de consommation (réformes avec seuil au demi-SMIC)**

A \ B	Avant réforme	40%/40%	30%/50%	20%/60%	10%/70%	0%/80%
Avant réforme						
40%/40%	A D <sub>2</sub> B					
30%/50%	X	X				
20%/60%	X		X			
10%/70%	X			X		
0%/80%	X				X	
-10%/90%	X					X

A D<sub>2</sub> B ⇔ A domine B selon les critères de Bourguignon, d'Akinson Bourguignon et FHT.

X ⇔ A ne domine pas B et n'est pas dominé par B selon les 3 critères envisagés.

**Tableau 5c: Comparaison deux à deux des effets redistributifs sur la distribution des revenus avec classes de besoin (réformes avec seuil au demi-SMIC)**

## 6 . DISCUSSION ET MISE EN PERSPECTIVE

Les effets sur l'emploi, les heures de travail et l'inégalité de onze scénarios de réformes du type ACR ont maintenant été présentés. Il nous reste à discuter de l'intérêt de ces résultats dans une perspective de politique économique. Deux questions méritent d'être soulevés: ces

résultats emportent-ils l'adhésion concernant les bienfaits d'une allocation compensatrice de revenu ? Parmi les scénarios de réforme, en existe-t-il un qui s'impose plus que les autres ?

S'agissant de la première question, il apparaît clairement que l'intensité de retour à l'emploi n'est impressionnante pour aucune des réformes considérées et que la réactivité de la population cible aux incitations financières est sans doute en deçà de celle imaginée par les promoteurs d'une telle mesure. A cet égard les résultats obtenus par Laroque et Salanié (2000c) ou par Dormont et Olmedo (2000), qui étudient le même type de question en partant de bases de données et de modélisations différentes, confirment un ordre de grandeur de retour à l'emploi pour un scénario identique ou proche de la réforme de référence qui n'a rien de bouleversant. Il semble cependant que deux raisons pourraient laisser croire que tous ces résultats sont susceptibles de *sous-estimer* les effets d'incitation. D'une part l'estimation et la prévision sont réalisées pour les conditions de fonctionnement du marché du travail de 1995, qui n'étaient pas des plus favorables. Quelle est la part dans la faiblesse du retour à l'emploi de la mauvaise conjoncture de l'année d'estimation ? Le travail de Dormont et Olmedo (2000), qui indique bien que le degré de rationnement des RMistes aurait décliné en neuf mois de 6 points de janvier à septembre 1998 devrait permettre de se faire une idée plus précise sur cette question. D'autre part les incitations financières ont sans doute un effet à plus long terme, qui n'est pas intégré dans les estimations économétriques disponibles: effet par exemple de l'effort en termes de formation permanente qui peut sembler plus attractif si l'intéressé perçoit que c'est un passage obligé avant de pouvoir reprendre avec succès le chemin du marché de l'emploi. Enfin, il ne faut pas oublier de mettre en rapport la modestie des résultats obtenus en matière de retour à l'emploi avec la modestie de la réforme de référence en matière de possibilités de cumul. Le caractère mesuré de cette ambition apparaît certainement en pleine lumière, si on compare cette réforme avec ce que les Etats-Unis ont réalisé en activant le mécanisme de l'EITC et en procédant il est vrai à une érosion des montants de base des minima sociaux (l'AFDC par exemple). Ellwood (2000a) livre à cet égard un cas type éclairant: celui de la mère célibataire avec deux enfants, en situation de reprise d'emploi et une qualification au SMIC: le rapport entre le revenu disponible de plein temps et celui d'inactivité est passé de 1,23 à 1,95 entre 1986 et 1997. Même avec "une capacité limitée de perception" il est difficile qu'un individu ne perçoive pas la différence entre les deux situations. Par comparaison, le même ratio ne passerait que de 1,74 (resp. 1,44 avec APL) à 1,91 (resp. 1,55) avec la réforme de référence. Les analystes concluent d'ailleurs (Eissa et Liebman (1996), Meyer et Rosenbaum (1999) et Ellwood (2000b)) bien à un impact très

significatif de l'accroissement de gain d'EITC sur la hausse du taux de participation des mères célibataires sur la période. Il faut donc conclure qu'une partie de la modestie des gains d'emploi attendus trouvent aussi son origine dans la modestie de la réforme<sup>16</sup>.

En second lieu, les effets désincitatifs en matière d'offre de travail pour ceux qui étaient déjà actifs avant la réforme sont loin de pouvoir être pris à la légère. Ils entraînent un surcoût pour l'Etat qui pour la réforme de référence, représente 44% du coût évalué à comportement constant. Il convient sans doute de s'interroger, si la modélisation cette fois ci ne conduit pas à une surestimation de la perte d'heures de travail des actifs. La modélisation retient comme hypothèse que les actifs à temps partiel ont choisi ce type d'insertion sur le marché du travail, alors que des enquêtes indiquent que dans notre pays une partie notable des actifs à temps partiel l'ont choisi contraints et forcés (voir par exemple l'étude du CSERC (1996)). Une modélisation qui retiendrait un ensemble discret de valeurs du temps mensuelles de travail et non plus une plage continue est sans doute mieux à même de traduire toutes les contraintes qui pèsent sur les choix en matière de temps de travail. A cet égard il est intéressant de mentionner qu'aux Etats-Unis, l'effet théorique d'une baisse des heures travaillées ne s'est pas produit dans les réformes qui ont été apportées à EITC, comme l'ont constaté Eissa et Liebman (1996). Il faut garder à l'esprit également la conclusion d'Heckman (1993) selon laquelle le modèle de comportement d'offre de travail "standard" semble mieux prévoir la participation que les heures de travail. Tout ceci ne signifie pas que l'ACR n'induirait pas effectivement une baisse des heures travaillées. Rien n'implique que les préférences en matière de travail des Français soit en tout point comparable à celle des Américains. Il est en effet difficile de croire que dans une démocratie, un gouvernement ait pu se lancer dans une réforme de diminution du temps de travail, qui implique une certaine modération salariale, sans que cela corresponde de près ou de loin à des préférences de base d'une partie notable de l'électorat. En cela les résultats révèlent peut-être qu'il existait bien dans la population française en 1995 "une clientèle" (le deuxième quartile) prête à consentir quelques sacrifices financiers en l'échange d'une diminution des heures de travail.

En conclusion, en réponse à la première question posée à l'entrée en matière de cette section, nous répondons que tant les données utilisées que les choix de modélisation conduisent certainement à sous-estimer les bénéfices que l'on peut attendre du côté des gains de participation, tandis que les pertes d'heures de travail sont sans doute surestimées.

---

<sup>16</sup> Il faut d'ailleurs noter que les 10 autres réformes n'améliorent pas considérablement le ratio plein-temps / inactivité d'un célibataire par rapport au scénario de référence.

A supposer que l'on veuille toujours d'une ACR après ce déluge de résultats décevants, laquelle choisir ? Les réformes induisant une cassure des taux marginaux au niveau du SMIC semblent éliminées par un simple raisonnement d'efficacité. Parmi les réformes qui introduisent une cassure au niveau du demi-SMIC, il apparaît préférable de cantonner la discussion aux trois premières réformes, les autres impliquant des coûts par emploi créé à temps à partiel frisant le ridicule. Finalement, l'analyse des effets redistributifs a montré que seule la réforme de référence diminue bien les inégalités de revenu et de bien-être dans tous les sens acceptés du terme. Bien sûr cette conclusion reste entachée des fragilités qui ont été soulignées plus haut.

## REFERENCES

- Atkinson, A.B. et F. Bourguignon (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, pp. 67-80:
- Bourguignon, F. et P.A. Chiappori (1998) "Fiscalité et redistribution", *Revue française d'économie*, XIII, 1, pp.3-64.
- Blank R, Card.D and P. Robbins (1999) "Financial Incentives for increasing work and income among low-income families", NBER Working paper 6898.
- Castel R., R. Godino, M. Jalmain et T. Piketty (1999) "Pour la création d'une allocation compensatrice de revenu", *Notes de la Fondation Saint Simon*, n°104, février, 7-20.
- Cornilleau G., D. Demailly, C. Gilles, J-P. Papin (2000) "Les évolutions récentes du RMI : un effet perceptible de la conjoncture économique", *Etudes et Résultats*, n°86, DREES.
- CSERC (1996) *Les inégalités d'emploi et de revenu*, La Découverte.
- Dormont B, et A. Olmedo (2000) : "Les contraintes sur l'offre de travail des RMistes", mimeo, THEMA, Université de Paris-X Nanterre, Octobre 2000.
- Ebert U (1999) "Using Equivalent Income of Equivalent Adults to Rank Income Distributions", *Social Choice and Welfare*, 16, pp.233-258.
- Ellwood D. (2000a): "Anti-poverty policy for families in the next century : from welfare to work and worries", *Journal of Economic Perspectives*, 14, pp.187-198.
- Ellwood D. (2000b): "The impact of the Earned Income Tax Credit and social policy reforms on work, marriage and living arrangements", *National Tax Journal*, à paraître.
- Eissa N et J. Liebman (1999) "Labor supply response to The Earned Income Tax Credit" *Quarterly Journal of Economics*, 112(2), pp. 605- 637.
- Fleurbaey M., C. Hagneré, M.Martinez et A.Trannoy (1998) "Madame Aubry encore un effort pour la solidarité", *Le Monde* 8 Décembre 1998.

- Fleurbaey M., C. Hagneré, M. Martinez et A. Trannoy (1999). "Les minima sociaux en France : entre compensation et responsabilité", *Economie et Prévision*, n°138-139, pp.1-23.
- Fleurbaey M., C. Hagneré, et A. Trannoy (1999) "Welfare Comparisons with bounded equivalence scales", Document de travail 9823, THEMA, Université de Cergy-Pontoise.
- Fleurbaey M., C. Hagneré et A. Trannoy (2000) "Les minima sociaux français : perspectives de réforme et évaluation des effets redistributifs", mimeo, THEMA, Université de Cergy-Pontoise.
- Gautié J. et A. Gubian (2000) "Réforme du Revenu Minimum d'insertion et marché du travail", *Droit Social*, n° 7/8 Juillet-Août.
- Gravel N, C. Hagneré et N. Picard (2000) "Minima sociaux et offre de travail : Evaluation d'une réforme à l'aide d'un modèle de microsimulation dynamique", mimeo, THEMA, Université de Cergy-Pontoise.
- Hagneré C. (2000) "SIMPTOM : un modèle de micro-simulation avec information temporelle", mimeo, THEMA, Université de Cergy-Pontoise.
- Hagneré C. et Trannoy A (2000) "L'impact de la réforme Aubry sur l'analyse des trappes à activité", mimeo, THEMA, Université de Cergy-Pontoise.
- Heckman J. (1993) "What has been learned about labor supply in the past twenty years ?" *American Economic Review*, 83 (2), p116-121.
- Joint-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.
- Lambert P.J. (1993) *The distribution and redistribution of income. A mathematical analysis*, Manchester University Press.
- Laroque G. et B. Salanié (1999) "Prélevements et transferts sociaux : une analyse descriptive des incitations financières au travail", *Economie et Statistique* , 328, pp. 3-20.
- Laroque G. et B. Salanié (2000a) "Une décomposition du non-emploi en France", *Economie et Statistiques*, 331, 2000-1.
- Laroque G. et B. Salanié (2000b) "Breaking Down Married Female Non-Employment in France", mimeo, INSEE.
- Laroque G. et B. Salanié (2000c) "Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi", Document de travail G2000/11, INSEE.
- Meyer B. et D. Rosenbaum (1999) "Welfare, the Earned Income Tax Credit, and the Labor Supply of single mothers", NBER Working paper 7363.
- Meyer B. et D. Rosenbaum (2000) "Making Single Mothers Work: Recent Tax and Welfare Policy and its Effects", NBER Working Paper 7491.
- Scholz J. (1994) "The Earned Income Tax Credit: Participation, Compliance, and Antipoverty Effectiveness" *National Tax Journal*, pp.59-81.
- Shorrocks A. F (1983) "Ranking Income Distributions", *Economica*, 50, pp.3-17.

## ANNEXES : Les matrices de transition en matière d'emploi pour chaque scénario de réforme considérée avec seuil au demi-Smic

### A.1. Matrices de transition des hommes

		Après réforme							Total	dist. marg.	
		0	0-87	88-120	121-140	141-155	156-175	176-200			>200
Avant réforme	0	96.60%	2.85%		0.22%	0.13%	0.07%	0.12%		100.00%	20.79%
	0-87		100.00%							100.00%	5.82%
	88-120			72.08%						100.00%	0.89%
	121-140				81.90%					100.00%	1.77%
	141-155					74.90%				100.00%	3.04%
	156-175						91.01%			100.00%	42.09%
	176-200							97.93%		100.00%	13.70%
	>200								97.94%	100.00%	11.90%
dist. marg.		20.08%	7.31%	0.64%	5.09%	3.21%	38.56%	13.45%	11.66%	100.00%	

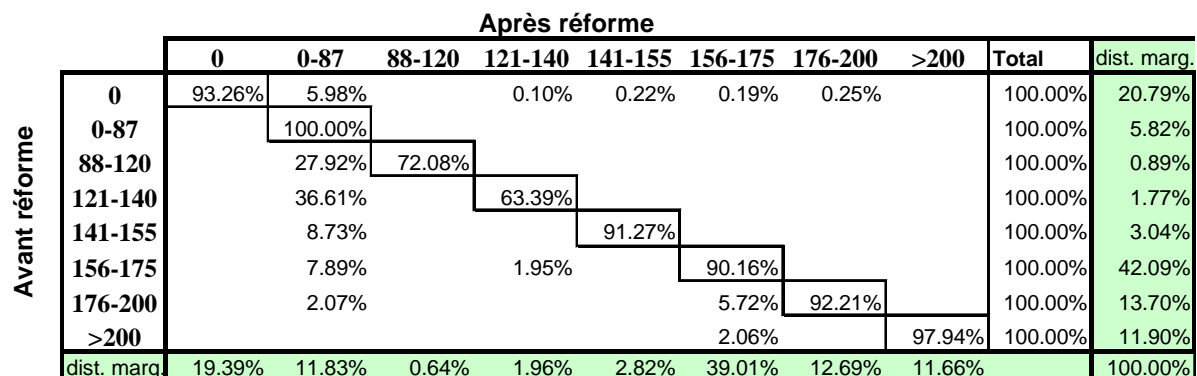
Figure A.1 : Réforme (40%,40%;½ SMIC) - Hommes

		Après réforme							Total	dist. marg.	
		0	0-87	88-120	121-140	141-155	156-175	176-200			>200
Avant réforme	0	95.30%	3.89%		0.30%	0.30%	0.04%	0.17%		100.00%	20.79%
	0-87		100.00%							100.00%	5.82%
	88-120			72.08%						100.00%	0.89%
	121-140				63.39%					100.00%	1.77%
	141-155					83.55%				100.00%	3.04%
	156-175						90.16%			100.00%	42.09%
	176-200							96.75%		100.00%	13.70%
	>200								97.94%	100.00%	11.90%
dist. marg.		19.81%	8.44%	0.64%	4.65%	3.32%	38.20%	13.29%	11.66%	100.00%	

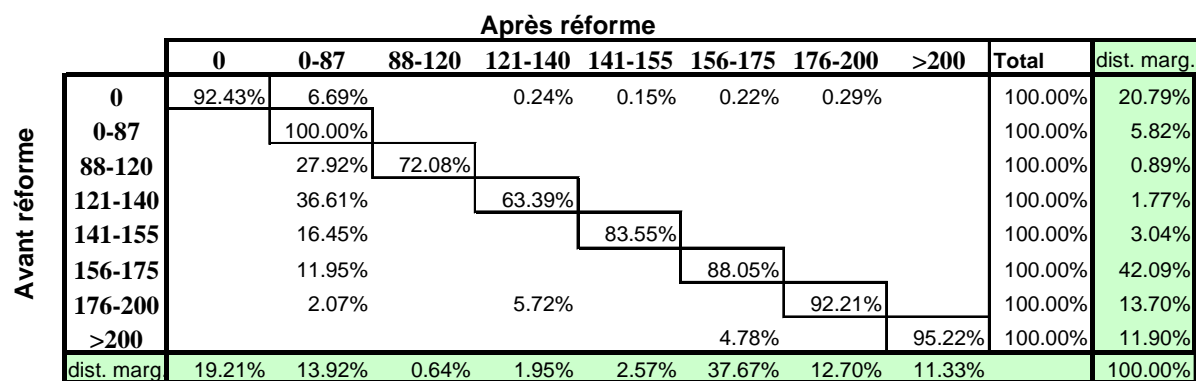
Figure A.2 : Réforme (30%,50%;½ SMIC - Hommes

		Après réforme							Total	dist. marg.	
		0	0-87	88-120	121-140	141-155	156-175	176-200			>200
Avant réforme	0	94.20%	4.98%		0.08%	0.37%	0.16%	0.21%		100.00%	20.79%
	0-87		100.00%							100.00%	5.82%
	88-120			72.08%						100.00%	0.89%
	121-140				63.39%					100.00%	1.77%
	141-155					91.27%				100.00%	3.04%
	156-175						90.16%			100.00%	42.09%
	176-200							92.21%		100.00%	13.70%
	>200								97.94%	100.00%	11.90%
dist. marg.		19.58%	10.35%	0.64%	3.23%	2.86%	39.01%	12.68%	11.66%	100.00%	

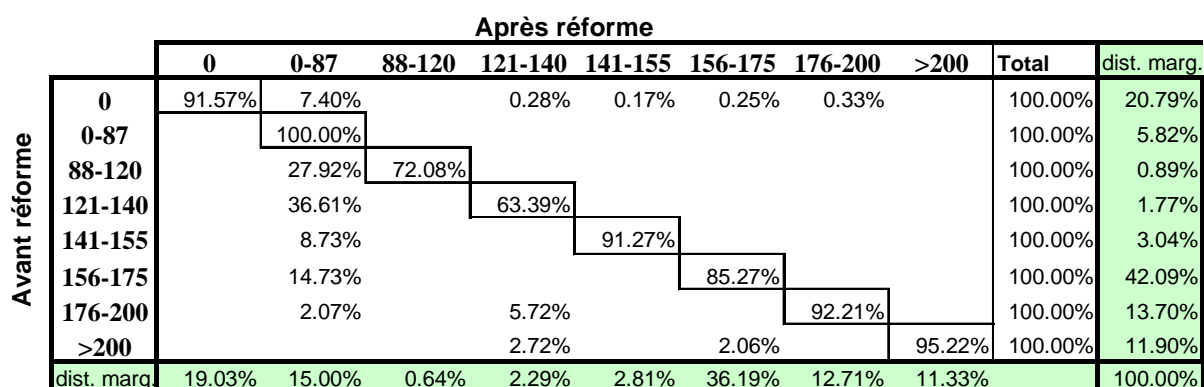
Figure A.3 : Réforme (20%,60%;½ smic) - Hommes



**Figure A.4 : Réforme (10%,70%;½ SMIC) - Hommes**



**Figure A.5 : Réforme (0%,80%;½ SMIC) - Hommes**



**Figure A.6 : Réforme (-10%,90%;½ SMIC) - Hommes**

## A.2. Matrices de transition des femmes

		Après réforme							Total	dist. marg.	
		0	0-87	88-120	121-140	141-155	156-175	176-200			>200
Avant réforme	0	93.14%	5.00%	0.72%	1.10%	0.02%	0.00%	0.02%		100.00%	23.44%
	0-87		100.00%							100.00%	5.23%
	88-120		63.06%	36.94%						100.00%	3.35%
	121-140		16.94%	9.72%	73.34%					100.00%	5.26%
	141-155		14.84%	7.88%		77.28%				100.00%	3.42%
	156-175		0.61%	2.56%	11.51%	1.82%	83.51%			100.00%	43.84%
	176-200				7.82%	1.42%	2.24%	88.53%		100.00%	10.91%
	>200								100.00%	100.00%	4.53%
dist. marg.		21.83%	10.19%	3.31%	10.01%	3.60%	36.85%	9.66%	4.53%		100.00%

Figure A.7 : Réforme (40%,40%;½ SMIC) - Femmes

		Après réforme							Total	dist. marg.	
		0	0-87	88-120	121-140	141-155	156-175	176-200			>200
Avant réforme	0	91.48%	7.09%	0.85%	0.54%	0.02%	0.02%			100.00%	23.44%
	0-87		100.00%							100.00%	5.23%
	88-120		59.94%	40.06%						100.00%	3.35%
	121-140		25.66%	2.72%	71.62%					100.00%	5.26%
	141-155		18.67%	4.05%		77.28%				100.00%	3.42%
	156-175		1.87%	8.19%	6.30%	0.39%	83.25%			100.00%	43.84%
	176-200			1.53%	7.71%	1.11%	3.12%	86.54%		100.00%	10.91%
	>200								100.00%	100.00%	4.53%
dist. marg.		21.44%	11.72%	5.58%	7.50%	2.94%	36.84%	9.44%	4.53%		100.00%

Figure A.8 : Réforme (30%,50%;½ SMIC) - Femmes

		Après réforme							Total	dist. marg.	
		0	0-87	88-120	121-140	141-155	156-175	176-200			>200
Avant réforme	0	89.86%	9.08%	0.52%	0.52%	0.02%				100.00%	23.44%
	0-87		100.00%							100.00%	5.23%
	88-120		59.94%	40.06%						100.00%	3.35%
	121-140		25.66%	1.03%	73.32%					100.00%	5.26%
	141-155		18.67%	4.05%		77.28%				100.00%	3.42%
	156-175		8.47%	5.23%	3.87%		82.42%			100.00%	43.84%
	176-200		4.67%	1.91%	7.79%	1.11%	1.13%	83.39%		100.00%	10.91%
	>200								100.00%	100.00%	4.53%
dist. marg.		21.06%	15.59%	4.16%	6.53%	2.77%	36.25%	9.10%	4.53%		100.00%

Figure A.9 : Réforme (20%,60%;½ SMIC) - Femmes

**Après réforme**

	0	0-87	88-120	121-140	141-155	156-175	176-200	>200	Total	dist. marg.
<b>0</b>	89.14%	10.73%	0.00%	0.10%	0.03%				100.00%	23.44%
<b>0-87</b>		100.00%							100.00%	5.23%
<b>88-120</b>		59.94%	40.06%						100.00%	3.35%
<b>121-140</b>		30.88%	1.03%	68.10%					100.00%	5.26%
<b>141-155</b>		18.67%	4.05%		77.28%				100.00%	3.42%
<b>156-175</b>		12.90%	3.10%	2.32%		81.68%			100.00%	43.84%
<b>176-200</b>		4.67%	4.51%	5.19%	2.24%		83.39%		100.00%	10.91%
<b>&gt;200</b>								100.00%	100.00%	4.53%
<b>dist. marg.</b>	20.90%	18.19%	3.39%	5.19%	2.90%	35.80%	9.10%	4.53%		100.00%

**Figure A.10 : Réforme (10%,70%;½ SMIC) - Femmes**

**Après réforme**

	0	0-87	88-120	121-140	141-155	156-175	176-200	>200	Total	dist. marg.
<b>0</b>	87.77%	11.82%	0.26%	0.11%	0.03%				100.00%	23.44%
<b>0-87</b>		100.00%							100.00%	5.23%
<b>88-120</b>		59.94%	40.06%						100.00%	3.35%
<b>121-140</b>		39.50%	1.03%	59.48%					100.00%	5.26%
<b>141-155</b>		18.67%	4.05%		77.28%				100.00%	3.42%
<b>156-175</b>		17.01%	2.00%	1.22%		79.77%			100.00%	43.84%
<b>176-200</b>		7.25%	5.18%	4.75%	2.24%		80.58%		100.00%	10.91%
<b>&gt;200</b>								100.00%	100.00%	4.53%
<b>dist. marg.</b>	20.57%	20.98%	3.04%	4.21%	2.90%	34.97%	8.79%	4.53%		100.00%

**Figure A.11 : Réforme (0%,80%;½ SMIC) - Femmes**

**Après réforme**

	0	0-87	88-120	121-140	141-155	156-175	176-200	>200	Total	dist. marg.
<b>0</b>	86.85%	12.71%	0.28%	0.12%	0.03%				100.00%	23.44%
<b>0-87</b>		100.00%							100.00%	5.23%
<b>88-120</b>		59.94%	40.06%						100.00%	3.35%
<b>121-140</b>		39.50%	1.03%	59.48%					100.00%	5.26%
<b>141-155</b>		22.72%			77.28%				100.00%	3.42%
<b>156-175</b>		20.61%	1.08%	1.01%		77.31%			100.00%	43.84%
<b>176-200</b>		13.51%	3.55%	4.48%	1.13%		77.34%		100.00%	10.91%
<b>&gt;200</b>		5.02%						94.98%	100.00%	4.53%
<b>dist. marg.</b>	20.36%	23.82%	2.32%	4.09%	2.78%	33.89%	8.44%	4.31%		100.00%

**Figure A.12 : Réforme (-10%,90%;½ SMIC) - Femmes**

## RÉSUMÉ

Dans cet article, on étudie l'impact que pourrait avoir la mise en œuvre de réformes de type "Allocation Compensatrice de Revenu" (ACR) sur le retour à l'emploi des RMistes et autres titulaires de minima sociaux. Nous faisons état de *prévisions* des comportements d'offre de travail des individus qui pourraient résulter de la mise en œuvre d'une série de variantes d'ACR. Ces prévisions sont effectuées à partir d'une *modélisation structurelle* et d'une *estimation économétrique* préalable des comportements des ménages effectuée et présentée en détail dans Gravel-Hagneré-Picard (2000). La fraction des individus (ménages monoparentaux) qui retrouveraient un travail à temps partiel par suite de ces réformes ne dépasse jamais 15% du total de la population cible. Par contre des individus qui, entre autres, travaillaient à plein temps opteraient pour le temps partiel. Le bilan agrégé en terme d'heures de travail serait négatif. L'effet redistributif de ce type de réforme est cependant indéniable. Parmi toutes les réformes envisagées, celle qui consiste à laisser à l'individu 60 centimes sur chaque franc gagné semble préférable, lorsqu'on combine des critères d'efficacité et d'équité.

English Title : An appraisal of the incentive and redistributive impact of a reform of the French income maintenance program

### Abstract

This paper examines the impact that reforms of the French welfare system could have on the employment and labour force participation of welfare recipients. More specifically we present *predictions* of the individuals' labour supply behaviour that could result from the introduction of a few reform scenarios based on a reduction of the marginal implicit income tax rate faced by welfare recipients under the current system. These predictions are derived from a *structural modelization* and an *econometric estimation* of the labour supply of single-head households discussed in detail in Gravel-Hagneré-Picard (2000). The fraction of actually unemployed single head households who would become employed after the reforms never exceed 15% of the total target population. Moreover, some households head who were working under the current system would choose to reduce their hours worked. The aggregate effect of all the reforms on the labour supply turns out to be negative. On the other hand, this kind of reform appears to have an undeniable redistributive effect. Among the reforms considered, it is the one associated with a 40 percent implicit marginal tax rate on the labour income which seems to represent the best compromise between equity and efficiency considerations.

Nicolas Gravel est professeur d'économie à l'université Paul Valéry (route de Mende, Montpellier 34 100 CEDEX) et membre du GREQAM UMR CNRS GREQAM, n° 6579.  
gravel@ehess.cnrs-mrs.fr

Cyrille Hagneré est chargé d'études à l'OFCE ( département des études) et membre du THEMA UMR CNRS 7536.  
c.hagnere@ofce.sciences-po.fr

Nathalie Picard est Maître de Conférences à l'Université de Cergy-Pontoise et membre du THEMA.  
nathalie.picard@u-cergy.fr

Alain Trannoy est Professeur à l'Université de Cergy-Pontoise et directeur du THEMA.  
trannoy@u-cergy.fr