

**FORMULES DE TYPE ACR
ET RETOUR A L'EMPLOI**

Nicolas Gravel, Cyrille Hagneré, Nathalie Picard, Alain Trannoy

THEMA, Université de Cergy-Pontoise

Octobre 2000

Papier préparé pour la Conférence
"Working Pools", Evry, 27 Octobre 2000

Cet article est une synthèse partielle de l'étude "*Des Minima Sociaux sous forme de prestations dégressives : Evaluation d'une réforme*" financée par le Commissariat au Plan dont nous remercions le concours. Nous remercions Guy Laroque et Bernard Salanié pour une discussion sur une version préliminaire de ce papier.

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 tous les décideurs publics dans les 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 taraude les analystes. A cet égard si la courbe du nombre de demandeurs d'emploi s'est mise à baisser régulièrement dès octobre 1997, il a fallu attendre janvier 2000 pour que la courbe des titulaires du RMI enregistre un début de baisse¹. Il n'y a rien là de particulièrement étonnant, puisque 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. Néanmoins le fait que les taux marginaux d'imposition soient particulièrement élevés dans le bas de la distribution comme l'ont souligné de nombreuses études (Bourguignon-Chiappori (1998)), Laroque-Salanié (1999), Fleurbaey-Hagneré-Martinez-Trannoy (1999)) entretient le doute. Les incitations strictement financières à reprendre un emploi en particulier à mi-temps peuvent être considérées comme relativement faibles. Cette prise de conscience a amené le gouvernement à la suite du rapport Joint-Lambert (1998) à prendre un certain nombre de mesures pour faciliter les possibilités de cumul d'un emploi rémunéré et la perception d'un minimum social. La réforme Aubry a donc corrigé un certain nombre de dispositions trop restrictives des formules dites d'intéressement (cf Hagneré-Trannoy (2000) pour une évaluation sur cas type). Il est encore trop tôt pour faire une analyse des effets de cette réforme en matière de retour à l'emploi, mais d'emblée diverses opinions se sont manifestées pour considérer que le mouvement engagé était d'une ampleur insuffisante (cf par exemple Fleurbaey-Hagneré-Martinez-Trannoy(1998)). En particulier la proposition faite par Roger Godino (cf. Castel-Godino-Jalmain-Piketty (1999)) de créer une "*allocation compensatrice de revenu*" (ACR) pour les individus en reprise d'activité a recueilli un écho important. L'opportunité de s'engager dans ce type de réforme dépend fondamentalement de la croyance que l'on a dans l'efficacité de la carotte financière dans la transition non-emploi emploi. En s'en tenant simplement à l'expérience américaine, il apparaît bien que le gonflement des crédits accordés à l'E.I.T.C depuis 1986 a eu effectivement un impact très significatif dans la reprise d'activité

¹ D'après une étude de la DREES d'Octobre 2000, le nombre de Rmistes aurait diminué de 1,4% au cours du premier semestre 2000.

des femmes avec enfants (voir par exemple Blank-Card-Robbins (1999), Meyer et Rosenbaum (1999,2000), Eissa et Liebman (1996), Ellwood (2000a, 2000b). Ces recherches essaient de déterminer *ex post* quelle est la part de la montée des taux d'emploi des femmes pauvres avec enfants qui peut être attribuée à l'extension du système de l'EITC. En France, faute d'expérience naturelle dans ce domaine, nous sommes réduits à essayer de faire une prévision quant au comportement des ménages en matière d'offre de travail face au changement de leur ensemble budgétaire provoqué par l'introduction d'une ACR. Pour cela nous nous appuyons sur une modélisation structurelle et une estimation économétrique du comportement des ménages dont le chef est sans conjoint effectuée par Gravel-Hagneré-Picard (2000). Les estimations sont intégrées dans un modèle de microsimulation branché sur les données françaises du Panel Européen. Les estimations nous permettent de prévoir tout à la fois l'évolution du taux d'emploi et celle du nombre d'heures de travail. Nous reportons ici les prévisions qui portent sur l'effet en matière d'emploi de scénarii de réformes de type ACR proposées par Fleurbaey-Hagneré-Trannoy (1999). Les résultats font apparaître que les incitations financières jouent effectivement un rôle significatif dans le retour à l'emploi, mais même avec des formules de cumul particulièrement avantageuses, force est de constater que le retour à l'emploi ne concernerait qu'un pourcentage inférieur à 15% du total de la population cible. Par contre les réformes envisagées auraient un impact non négligeable en terme de réduction du temps de travail: des individus qui, entre autres, travaillaient à plein temps se mettent à ne plus travailler qu'à temps partiel. Ce type de réforme a cependant un impact redistributif clair et la conclusion obtenue, lorsqu'on raisonne à comportement constant (cf Fleurbaey-Hagneré-Trannoy (1999)), demeure lorsqu'on intègre les effets induits sur le comportement d'offre de travail.

La première partie présente les réformes envisagées, la seconde décrit brièvement ce que la théorie classique de l'offre de travail prédit quant à l'impact des mesures, la troisième présente les résultats en matière d'emploi. La quatrième étudie les effets redistributifs compte tenu des réactions de comportement, tandis qu'une mise en perspective des résultats tient lieu de conclusion.

2. LES REFORMES ENVISAGEES

2.1. Le caractère commun des formules envisagées

Sur un plan de gestion administrative, les réformes proposées ne se traduisent pas par la création d'une allocation supplémentaire (contrairement à la solution préconisée par Godino (1999)) mais par la modification des systèmes existants. Les modifications apportées aux

systèmes en vigueur portent toutes sur les conditions dans lesquelles une activité rémunérée est cumulable avec un minimum social (la formule d'intéressement dans le langage technico-administratif) que comportent les différents minima sociaux comme le RMI, l'API ou l'ASS. En particulier les réformes proposées laissent inchangés les montants de base des différentes allocations, c.a.d, le montant perçu en cas d'inactivité.

Avant tout chose il est important de préciser d'emblée que la même formule s'applique aux trois plus importants minima sociaux (RMI, API, ASS) suivant en cela les innovations introduites par la loi Aubry.

La première caractéristique des nouvelles formules de cumul est de ne pas dépendre de la taille familiale. La taille familiale joue uniquement dans le montant de base des allocations.

La seconde consiste en la suppression de toute limitation concernant la durée de l'intéressement. Actuellement la possibilité de cumul est limitée à un an lors d'une reprise d'activité.

La troisième tient dans la suppression des conditionnements des possibilités de cumul par rapport à l'activité passée.

Ces modifications apportées aux formules de cumul s'accompagnent d'un changement mineur apporté au mécanisme de l'allocation logement. Le montant de cette dernière est encore aujourd'hui conditionnée au statut de Rmiste et cela induit un effet de seuil de l'ordre de 600 FF par mois en sortie de RMI. La suppression du conditionnement est introduite dans les réformes envisagées.

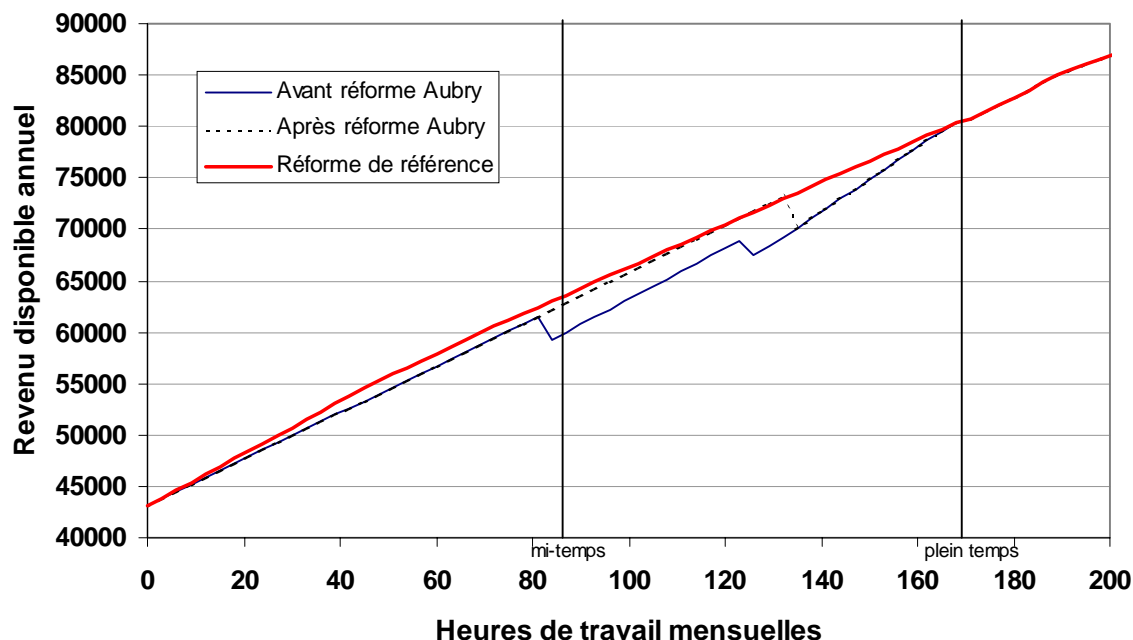
On se reportera à Fleurbaey-Hagneré-Trannoy (1999) pour une discussion portant sur la logique économique de différentes propositions concernant les formules de cumul dans les minima sociaux.

2.2. Réforme de référence

Les possibilités de cumul définissent implicitement un taux marginal d'imposition effectif et les valeurs dont il est fait état ci-dessous font implicitement référence à ce taux. 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. Cela représente un gain de 10 centimes par rapport au cas le plus favorable de la législation actuelle.

Ce taux de 40% est juste égal au montant du RMI, forfait logement déduit, rapporté au SMIC net. Ce taux est donc calculé de manière à ce qu'un individu sorte du système du RMI dès lors que son salaire mensuel excède le montant du SMIC net. En vertu des caractéristiques de toutes les réformes, ce taux s'applique bien à toutes les possibilités de cumul quelle que soit la

taille familiale. Comme l'indiquent les figure 1 et 2, en cas de perception de l'allocation logement (on suppose que l'individu paie un loyer de 2000 F par mois à Paris et perçoit l'APL), le taux marginal effectif d'imposition s'accroît quelque peu, en raison de la prise en compte des revenus d'activité dans l'assiette des revenus pour le calcul de l'allocation logement.



Cf. Hagneré-Trannoy (2000) pour la méthodologie de construction.

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

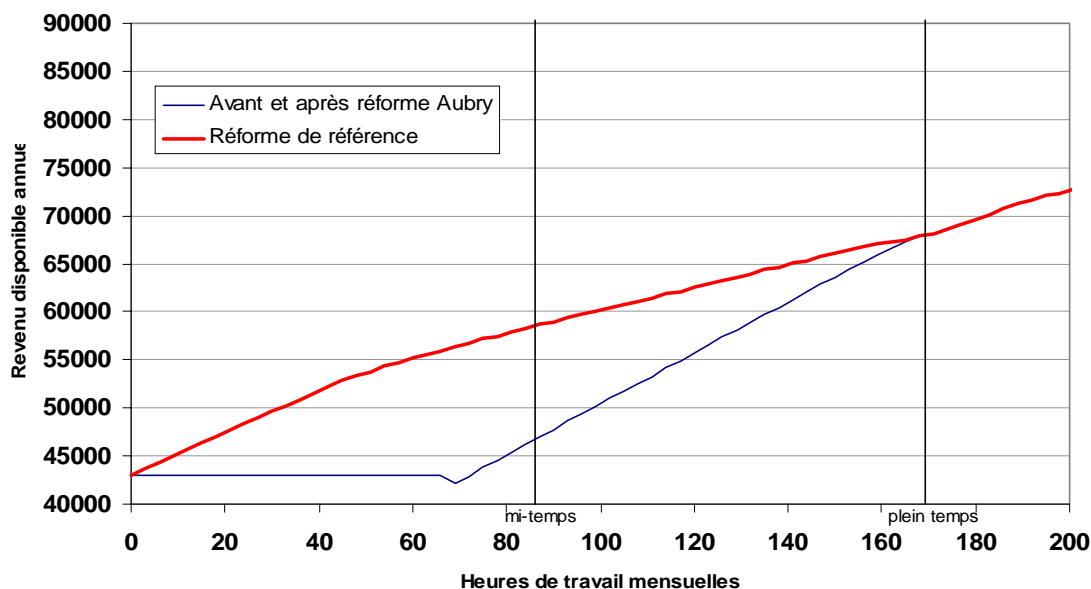


Figure 2: Domaine budgétaire d'un célibataire bénéficiant d'une aide au logement en régime stationnaire (situation de long terme)

Ces deux figures indiquent comment la réforme modifie le domaine budgétaire, relativement au système actuel ("Après réforme Aubry"), mais également par rapport au système 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. La figure 1 montre que l'effet de la réforme est assez marginal pour les repreneurs d'emploi, lesquels profitent déjà de la formule d'intéressement avant réforme. On mesure ici essentiellement 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 reproduit du fait qu'on représente ici 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. Elle 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 représente un Rmiste qui travaille depuis trop longtemps pour bénéficier de l'intéressement actuellement en vigueur (imposition à 100%). Au delà et jusqu'au plein temps, il s'agit d'un individu qui perçoit trop de revenus pour bénéficier dans le système actuel du RMI (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"

Cette allocation est comparable dans son principe à la réforme étudiée ici, mais quatre éléments de différenciation doivent cependant être notés pour ne pas introduire d'ambiguïté. Le taux retenu est plus élevé que le taux retenu chez Godino (36 %), qui s'obtient 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, la façon dont a été estimée le coût de l'ACR par Spector (Godino et al. (1999)) revient à créer une nouvelle allocation qui serait versée chaque année. Cela revient à supposer implicitement que le ménage est dans une situation stationnaire et que ses prestations sont révisées chaque année sur la base de son revenu annuel. Dans les réformes envisagées ici, la révision du calcul du cumul intervient à l'occasion de la révision trimestrielle du montant du RMI et ceci quelque soit la situation initiale de l'allocataire². Mais la différence essentielle concerne les revenus pris en compte dans le calcul de l'ACR : le calcul effectué par Spector exclut tout autre type de revenu autre que les allocations familiales, le complément familial, l'APJE, les revenus d'activité et les indemnités de chômage. L'assiette que nous retenons contient par définition

² Qu'il soit bénéficiaire du RMI ou non avant la réforme.

tous les revenus qui sont pris en compte dans le calcul des minima sociaux. La différence porte 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

Le THEMA a mis au point le modèle de microsimulation Simptom pour "Simulation des Prélèvements et Transferts Octroyés aux Ménages" (cf Hagneré (2000)) 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 bénéfices sociaux que doit acquitter et percevoir chaque ménage d'après la législation fiscalosociale de ces années là 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. 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'échantillon³. L'intérêt de Simptom par rapport aux autres modèles de microsimulation existants est d'intégrer la dimension temporelle, qui joue un rôle fondamental en France, en particulier dans le contexte du RMI.

³ 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.

Le coût estimé de la réforme de référence⁴ est de 12,62 Milliards de Francs pour l'ensemble des ménages en raisonnant à comportement constant. Le nombre de ménages au sens de la CNAF qui perçoivent cette allocation compensatrice est de 1,376 million en sus des bénéficiaires actuels du RMI. Ce chiffre doit être modulé en fonction "du taux d'ayant pris" (take-up rate). Il est difficile d'apprécier ce taux à partir de données d'enquête, tant la sous-représentation des ménages en difficulté est patente dans celles ci. Dans les données du Panel Européen, par exemple, compte tenu des poids en vigueur, le nombre de Rmistés 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 Rmistés 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 Rmistés 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 s'agit-il d'un vrai problème de sous-représentation ? Il serait tentant de pencher vers la première alternative en constatant que le nombre d'ayant droits au RMI en ce même mois de juin 1995 en faisant tourner le logiciel Simptom s'élève à 980 000 à rapprocher donc des 752 000 Rmistés vivants dans un logement ou dans un foyer. Par ailleurs, le RMI étant par définition un minimum social, une sous-déclaration des revenus hors RMI (par ex. l'ASS) 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 (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.

⁴ L'ASS n'étant pas renseignée en tant que telle dans le Panel Européen (les titulaires de l'ASS sont répertoriés avec ceux de l'AUD) et l'information concernant les conditions de son versement n'étant pas suffisante pour la simuler, elle n'a pas été modélisée par Simptom. Les titulaires de l'ASS ne peuvent donc percevoir l'ACR que via le RMI réformé, ce qui peut induire une sous-estimation du coût. En effet, les conditions de ressources étant moins restrictives dans le cas de l'ASS que dans le cas du RMI, il est envisageable que Simptom ne verse pas de supplément de revenu à un bénéficiaire de l'ASS reprenant un emploi, alors qu'il y aurait droit si on réformait explicitement l'ASS (rappelons que l'idée de la réforme n'est pas de créer une allocation universelle mais de réformer dans un même esprit les conditions de cumul de chaque minimum social avec un revenu d'activité, toutes choses restant égales par ailleurs).

Il est intéressant de comparer le coût de la réforme de référence avec la proposition de l'ACR version Godino chiffrée par Spector. Ce dernier obtient un coût de 23,8 Milliards de F avec un nombre de bénéficiaires de 2 Millions en se basant sur l'enquête Emploi. Nous obtenons de notre côté un coût de 24,48 Milliards à partir des données du Panel Européen, un résultat très proche de l'estimation de Spector. Par contre l'écart entre le coût de notre réforme et celle de l'ACR Godino doit être explicitée (12,62 au lieu de 24,48). Trois sources de différences ont été identifiées : premièrement, nous soustrayons du coût les dépenses déjà engagées au titre de l'intéressement, qui n'auront plus lieu d'être, soient 1,844 Milliards de Francs. Deuxièmement, la modification du mécanisme de l'AL représente une économie de 1,091 Milliards de F. Enfin le gros de la différence provient de la différence d'assiette, le fait de retenir l'assiette des minima sociaux conduit à une diminution de coût de 8,870 Milliards de Francs. La différence tenant au rythme de révision du calcul de l'allocation semble pas jouer un rôle (annuelle chez Spector, trimestrielle ici). En effet une ACR annuelle qui incorpore les trois éléments de différenciation cités plus haut ne coûte plus que 12,679 Milliards de Francs c.a.d un chiffre identique au coût estimé de la réforme de référence.

2.5. Les variantes envisagées

Deux ensembles de variantes sont envisagés. Elles consistent toutes à rendre plus intéressantes les possibilités de cumul d'une activité rémunérée avec un minima social.

La première série de variantes se distingue par l'introduction d'une cassure au niveau d'un demi-SMIC en ce qui concerne le taux marginal effectif d'imposition. Le taux est plus faible en deçà qu'au delà. Par rapport à la réforme de référence, le décrochage se fait de 10 points en 10 points. Plus précisément cinq réformes sont considérées, les réformes (30%,50%;0.5SMIC), (20%,60%;0.5SMIC), (10%,70%;0.5SMIC), (0%,80%;0.5SMIC), (-10%,90%;0.5SMIC). Par exemple, la dernière 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 variante repousse la cassure au niveau du SMIC, si bien que les taux élevés ne concernent qu'une plage allant du SMIC au seuil d'imposition. La même gamme de taux est considérée que pour la première variante et donc cinq autres réformes sont envisagées: (30%,50%;SMIC), (20%,60%;SMIC), (10%,70%;SMIC), (0%,80%;SMIC), (-10%,90%; SMIC).

Les coûts correspondants aux différentes réformes lorsqu'on limite son champ d'application aux ménages dont le chef est sans conjoint et lorsqu'on raisonne à comportement constant sont consignés dans le tableau ci-dessous.

Taux marginaux	Référence	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 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

Nous mobilisons les instruments de l'analyse microéconomique standard dans l'espace revenu-loisir pour prévoir l'effet théorique de la réforme de référence sur un ménage ne comprenant qu'un seul actif. Il apparaît que la réforme doit inciter les Rmistes qui ne travaillent pas à rechercher plus activement un emploi. Par contre l'effet est plus ambigu en terme d'heures travaillées où une partie des ménages qui travaillent à temps partiel pourrait choisir de réduire leur offre de travail. Grosso modo les ménages qui ne travaillent pas ou peu augmenteraient leur offre de travail alors que le phénomène inverse se produirait pour les ménages dont l'activité est déjà assez soutenue. Seule une analyse empirique peut permettre de déterminer l'ampleur respective des deux phénomènes sur le nombre cumulé d'heures de travail .

A titre d'illustration, prenons le cas du célibataire hébergé dont la qualification est rémunérée au SMIC (environ 30 F de l'heure en 1995). Quelle que soit son offre de travail, il 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 formules d'intéressement est la plus nette, à savoir lorsque l'individu ne pouvait pas bénéficier de formule d'intéressement compte tenu du dispositif en vigueur en 1995 (par exemple, son activité antérieure dans l'année dépassait 750 Heures de travail). La différence entre les domaines budgétaires peut alors être stylisée comme suit.

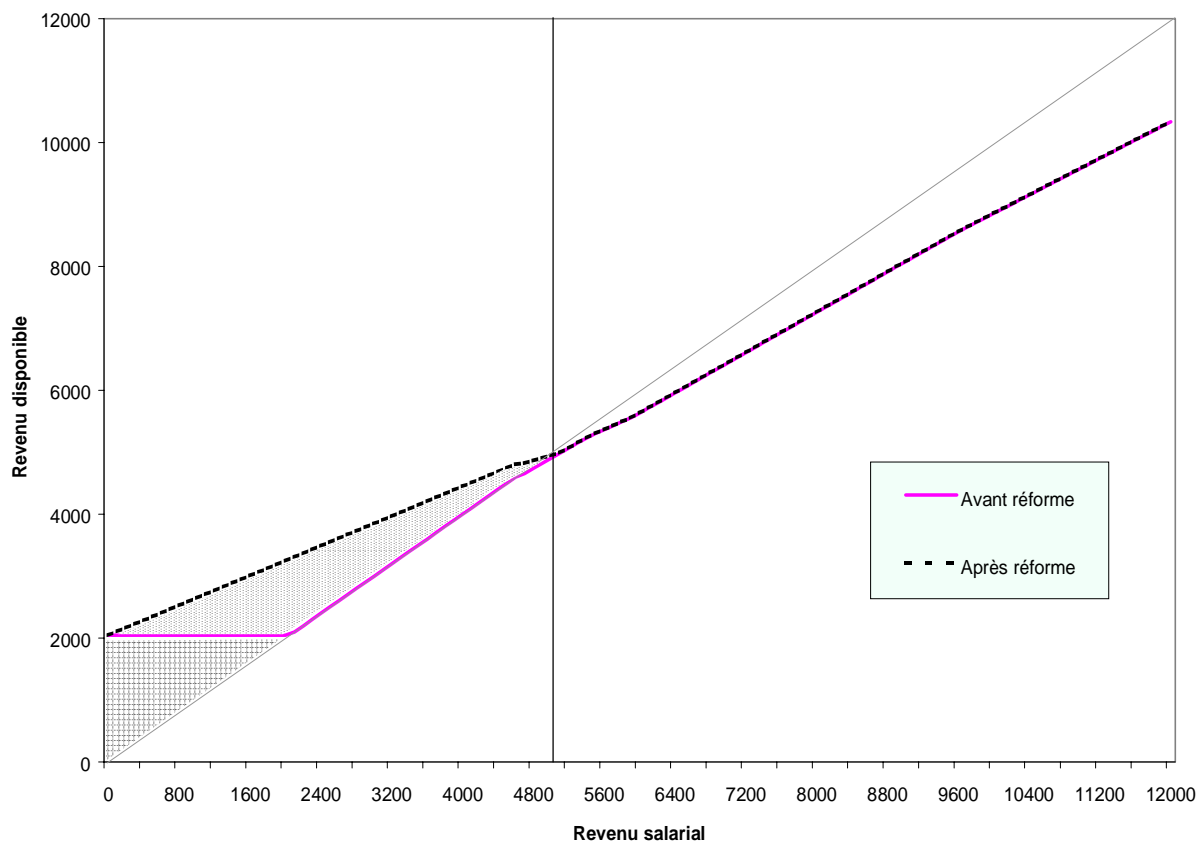


Figure 3: Domaine budgétaire avant et après réforme pour un célibataire hébergé

Quatre cas doivent être distingués :

Cas (i) - L'individu ne travaillait pas avant la réforme

La réaction de l'individu selon la théorie microéconomique classique qui se trouve dans cette situation est facile à prévoir. Il choisira de travailler un certain nombre d'heures si le salaire net horaire que lui procure sa décision (c.a.d 60% de 30 F, soit 18 F) est supérieur à son salaire de réserve. Il ne modifiera pas sa décision dans le cas contraire. 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 terme de taux de participation. Par contre en terme d'heures travaillées, la conclusion est ambigu 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.

Cas (ii) - L'individu travaillait mais sa prestation de travail n'excédait pas 67 heures par mois (RMI de base / Taux horaire du SMIC net) (revenu d'activité inférieur à 2032 F)

L'analyse débouche sur... l'ambiguïté. La mise en place de la réforme peut se décomposer en un effet de substitution, où la rémunération implicite de l'unité de temps est *augmentée*, et en un effet richesse. Pour cette raison, l'effet total est ambigu car il combine deux effets qui jouent en sens opposés. 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) - La prestation de travail de l'individu était comprise entre et 67 heures par mois et 169 heures (le temps plein)

Ce cas correspond à un individu qui aurait choisi de travailler à temps partiel dans le régime actuel du RMI. 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: un tel individu *réduira* son effort de travail. Les mêmes remarques peuvent être faites, avec les qualifications analogues à celles du cas (i), si l'individu est confronté à un éventail discret de choix.

Cas (iv) - La prestation de travail de l'individu était supérieure ou égale à 169 heures par mois (heures supplémentaires)

Ce cas correspond à un individu qui choisit 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 illustre le changement d'équilibre prédit par le modèle estimé dans Gravel-Hagneré-Picard (1999) 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%;1/2 SMIC). L'individu, compte tenu de ses préférences, choisit de ne plus travailler qu'à mi-temps.

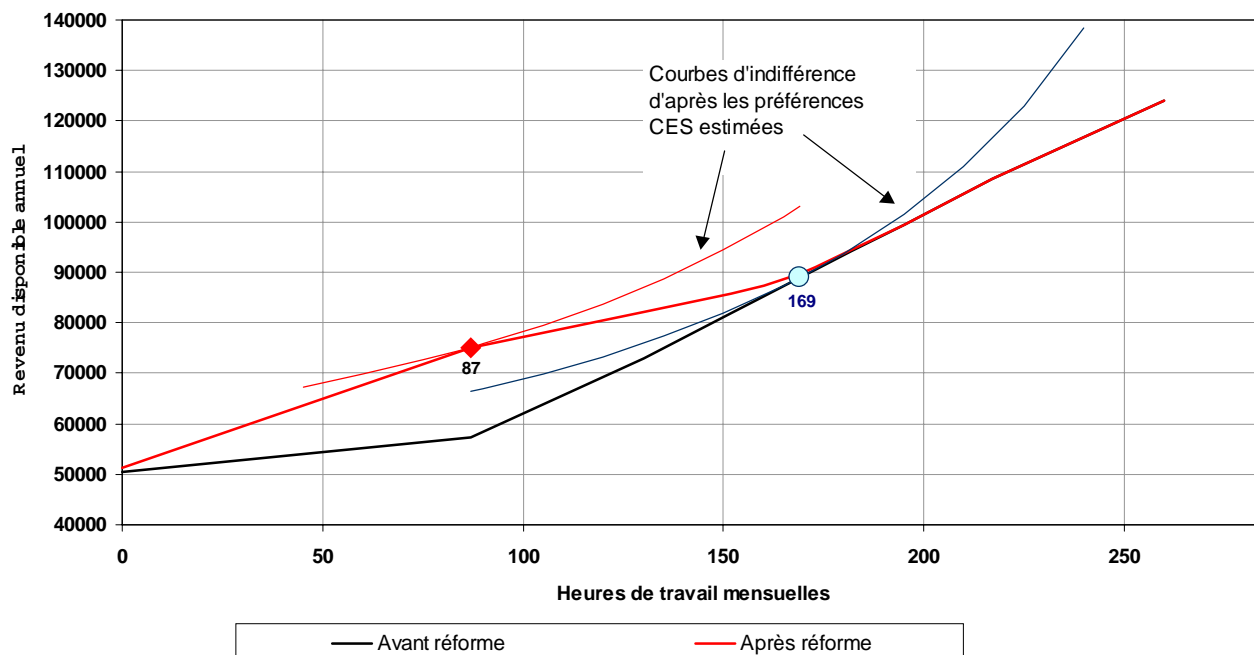


Figure 4 : Un exemple de diminution prédite des heures de travail pour un des individus du Panel Européen suite à l'introduction de la réforme (0%,80%;0.5SMIC)

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 individus du cas (ii), et un effet désincitatif chez tous les individus du cas (iii) et une partie des individus du cas (iv).

4. RESULTATS DES SIMULATIONS

On se reportera à Gravel-Hagneré-Picard (2000) pour un exposé détaillé concernant la méthode de simulation et les équations 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 pour les hommes au nombre de 345 et représentatifs de 1584 203 ménages et pour les femmes au nombre de 534 et représentatifs de 2 131 112 ménages a été réalisée.

Pour chacun des scénarii de réforme et pour 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 avec la réforme (0%,80%) avec cassure au demi-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 (0,80%;0.5SMIC)

Les résultats confirment bien qu'un retour à l'emploi se produit, 12,2% des femmes inactives reprennent un emploi à temps partiel, mais ils indiquent également que le risque d'une réduction de l'offre de travail des individus travaillant déjà avant la réforme à temps partiel ou à temps complet n'est pas à prendre à la légère. Par exemple, près de 20% des femmes qui travaillaient à temps plein (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 celle avant réforme au sens de la dominance stochastique d'ordre 1. Cela prouve que l'effet incitatif qui semble avoué 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 d'heures travaillées diminue suite à la réforme. C'est là évidemment un des grands enseignements de l'étude empirique: l'augmentation agrégée des heures travaillées des inactifs est de plus faible ampleur, quelle que soit la réforme considérée que la diminution des heures travaillées des actifs: le solde en terme d'heures de travail est négatif quelle que soit la réforme considérée. Ceci est confirmé par l'inspection des graphiques 5 qui représente l'évolution du gain agrégé des heures de travail des inactifs en relation avec la perte agrégée des heures de travail des actifs, 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 suite de retour à l'emploi des inactifs est de l'ordre de 7 Millions

d'heures à comparer avec 35 Millions d'heures perdues du côté des actifs. 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.

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

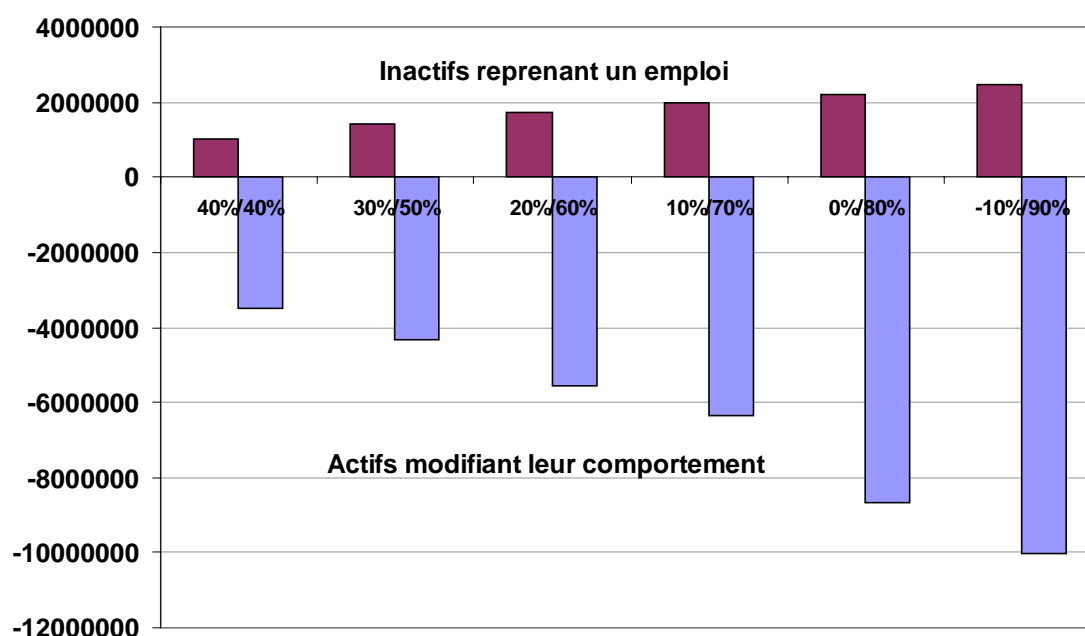


Figure 5a : Evolution comparée des gains et pertes d'heures de travail pour les hommes selon les variantes cassure demi-SMIC

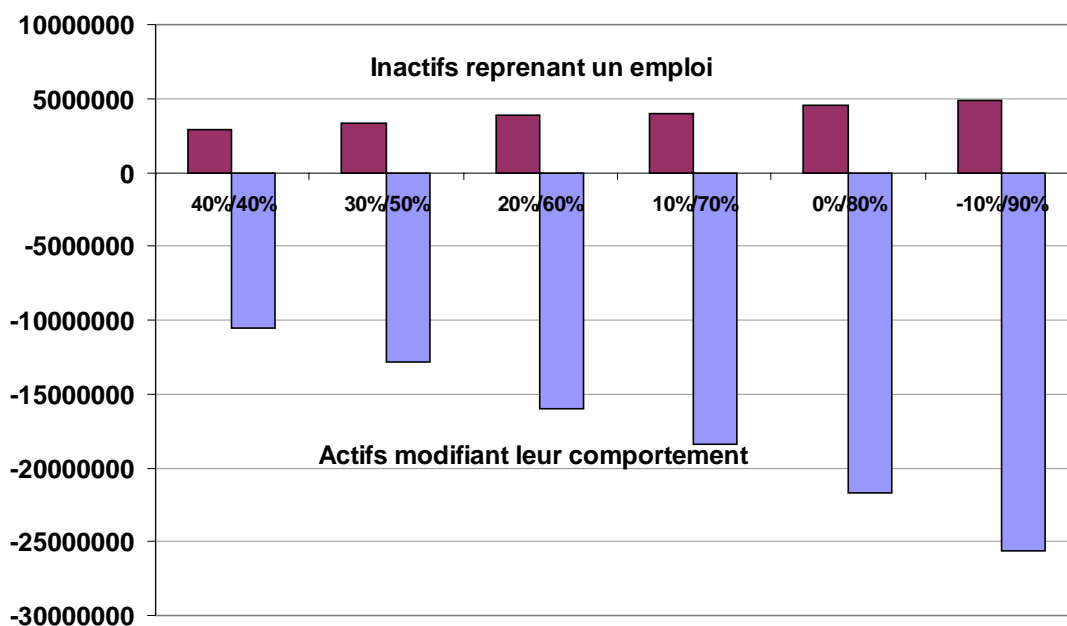


Figure 5b : Evolution comparée des gains et pertes d'heures de travail pour les femmes selon les variantes cassure demi-SMIC

L'examen des matrices de transition pour les différentes réformes confirme que lorsque l'on décroît 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 est vue intrinsèquement comme un bien, alors le classement des différentes réformes va de soi. La réforme qui présente le taux marginal le plus bas aux alentours de l'inactivité domine 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 des inactifs. Pour synthétiser cet arbitrage, la figure 6 représente le bilan des 11 réformes envisagées dans le plan (proportion d'inactifs reprenant un emploi, perte d'heures travaillées en %).

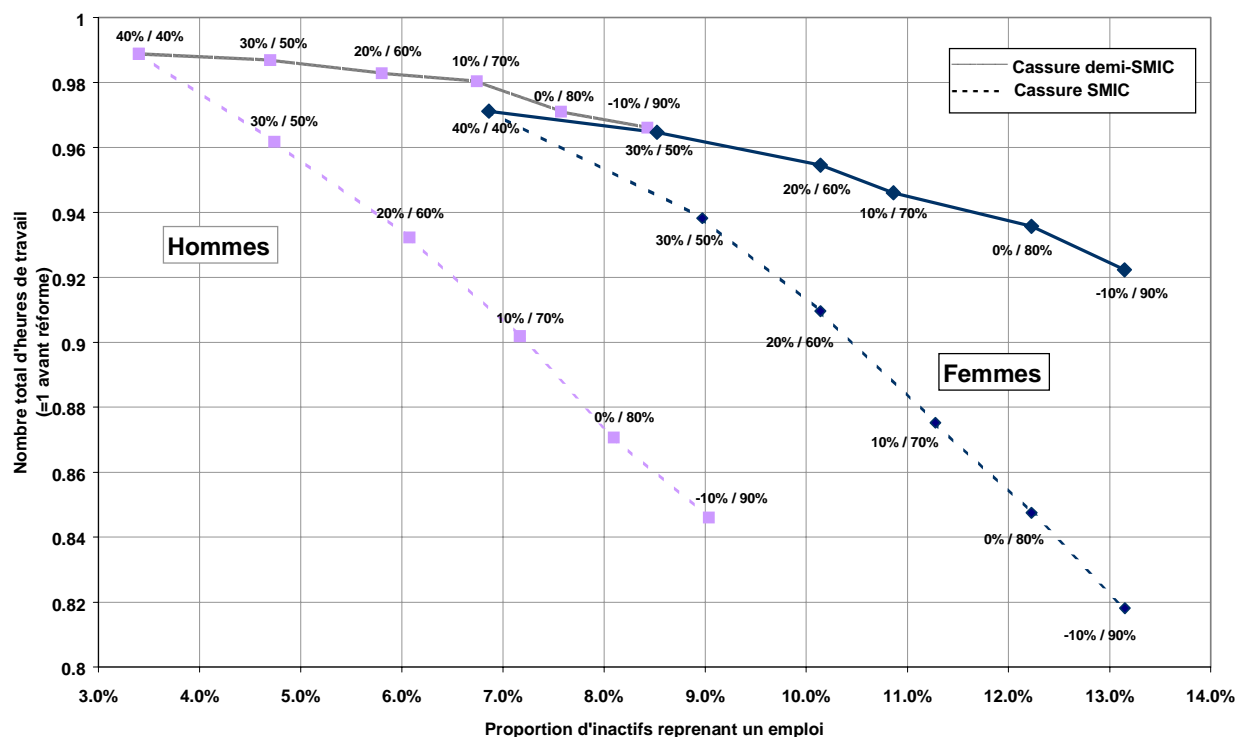


Figure 6 : L'arbitrage Reprise d'emploi, perte d'heures travaillées en %

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 terme de perte d'heures travaillées, sans être plus productive en terme 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 s'est révélée la plus significative est le rapport du revenu disponible à mi-temps au revenu disponible en cas d'inactivité. Or par définition même, une réforme (X%,Y%) avec seuil au SMIC ne comporte pas une hausse de ce ratio par rapport à une réforme (X%,Y%) avec seuil au demi-SMIC. Les commentaires qui vont suivre concernent uniquement la réforme avec seuil au demi-SMIC, dont les effets dessinent une frontière des possibles à pente négative et croissante.

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 au temps partiel concernerait 61 000 femmes et 26 000 hommes.

La perte 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 de 4,46 Milliards de F dans le premier cas de figure et de 12,23 Milliards de F dans le second cas.

Au total, la réforme subit la 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 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 l'opération est loin d'être anodine pour les Finances Publiques.

	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 dû 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 scénarii de réformes devient franchement prohibitif pour les Finances Publiques. Il nous reste à examiner les effets redistributifs des différents scénarii de réformes avec cassure au demi-SMIC.

5. 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 droit d'espérer que son instauration induira une augmentation du revenu et du bien-être des allocataires de minima sociaux. Il serait logique d'en attendre que l'inégalité de revenus et de bien-être en soit réduite. Ce type d'analyse a déjà été réalisée à comportement constant dans Fleurbaey-Hagneré-Trannoy (1999), en tenant compte cette fois là d'un scénario de financement de la réforme. Les réactions de comportement sont loin d'être négligeables et donc les conclusions qui figurent dans le document cité plus haut ne peuvent être tenues pour robustes. Cette fois ci, nous n'incluons pas de scénario de financement de la réforme, car vu l'ampleur des réactions d'offre de travail, il n'est pas complètement évident que toutes les réformes soient recommandables du point de vue de la réduction des inégalités de revenu ou de bien-être. Si les Smicards réduisent leur offre de travail suffisamment pour que leur revenu disponible baisse, l'inégalité des revenus disponibles pourrait se mettre à augmenter. Les graphiques des gains de revenus par quintiles de revenu disponible par unité de consommation⁵ indiquent cependant que toute crainte excessive peut être dissipée.

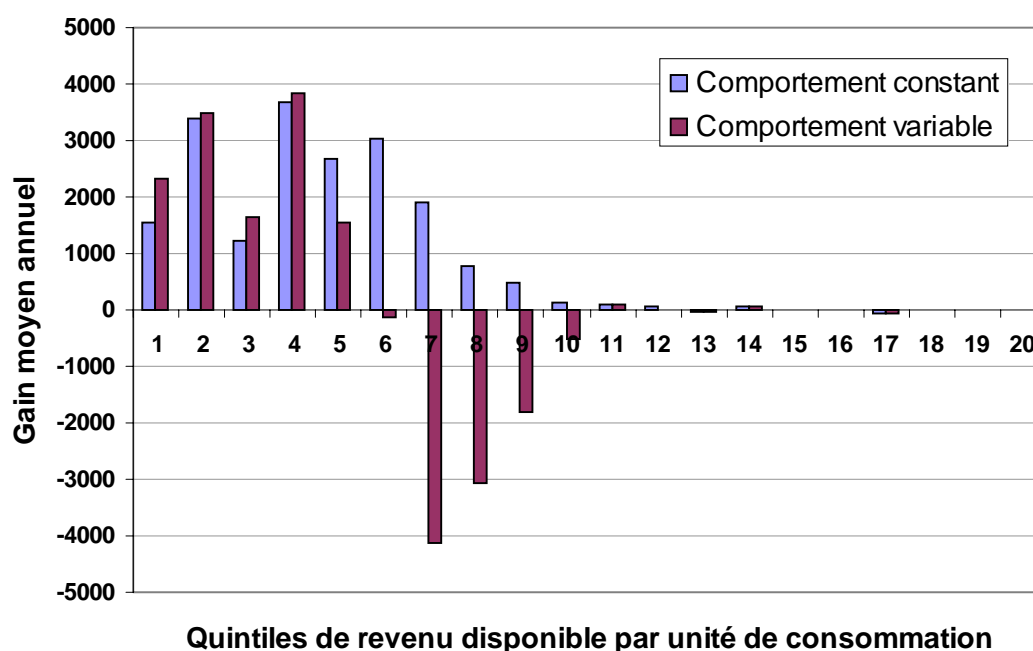


Figure 7 : Les gains de revenu disponible pour la réforme de référence à comportement constant et à comportement variable

⁵ Echelle d'Oxford.

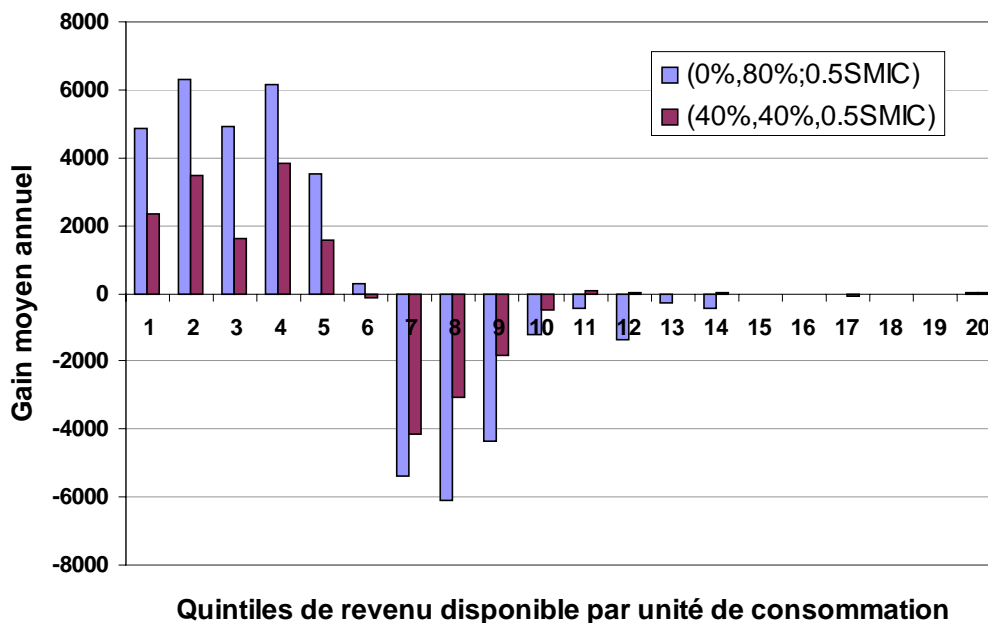


Figure 8 : Les gains de revenu disponible pour la réforme de référence et pour la réforme (0%,80%;0.5SMIC)

La première constatation porte sur l'allure très similaire du profil des effets redistributifs pour les deux réformes. La réforme (0%,80%;1/2 SMIC) ne fait 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 quintile indique que des retours à l'emploi se produisent également dans cette zone, puisque la réforme ne comporte pas de majoration des montants de base des minima sociaux.

Une condition *sine qua non* pour que le bien-être augmente avec la réforme est que le revenu disponible total augmente. Ceci n'est pas assuré à tout coup comme l'indique le tableau suivant. La perte incrémentale de revenu est plus forte que le gain de transferts lorsque l'on passe de la réforme (10%,70%;0.5SMIC) à la réforme (0,80%;0.5SMIC).

	Réforme de référence	30% 50%	20% 60%	10% 70%	0% 80%	-10% 90%
Gain marginal (ou moyen *) de revenu disponible (en Millions de F / an)	+ 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 de procéder à une analyse des effets redistributifs, il est sans doute important de noter que les instruments de la mesure des inégalités sont moins pertinents lorsqu'on les utilise à comportement non constant. 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 le montant du 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. 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. D'autre part 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. Du côté des critères d'inégalité, on retiendra le critère de Lorenz relatif appliqué aux revenus du ménage et mieux encore au revenus par unité de consommation. Pour les critères de bien-être, on a privilégié le critère de Lorenz Généralisé appliqué également aux deux sortes de revenus, ainsi que les critères de Bourguignon (1989), d'Atkinson et Bourguignon (1987) et de Fleurbaey-Hagneré-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 suivantes⁶. 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

⁶ Ils correspondent au classement E contenu dans le tableau 3.5 de Fleurbaey-Hagneré-Trannoy (1999).

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%). Enfin ferment la marche, 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%).

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 bien que la seule réforme dominante au regard de tous les critères est la réforme de référence⁷. Les autres réformes ne dominent pas le statu quo de 1995, lorsque l'on introduit une certaine incertitude sur les échelles d'équivalence choisies. 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.

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

A D₂ B \Leftrightarrow A domine B selon les critères de Lorenz et de Lorenz Généralisé

X \Leftrightarrow A ne domine pas B et n'est pas dominé par B (aux ordres 1 et 2)

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 ₂ B					
30%/50%	A D ₂ B	A D ₂ B				
20%/60%	A D ₂ B		X			
10%/70%	A D ₂ B			A D ₂ B		
0%/80%	A D ₂ B				X	
-10%/90%	A D ₂ B					A D ₂ B

A D₂ B \Leftrightarrow A domine B selon les critères de Lorenz et de Lorenz Généralisé

X \Leftrightarrow A ne domine pas B et n'est pas dominé par B (aux ordres 1 et 2)

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

⁷ Notons également qu'un raisonnement simple mènerait à la conclusion que l'inégalité des ensembles d'opportunité, que sont les ensembles budgétaires, a également diminuée 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 ₂ B					
30%/50%	X	X				
20%/60%	X		X			
10%/70%	X			X		
0%/80%	X				X	
-10%/90%	X					X

A D₂ B \Leftrightarrow A domine B selon les critères de Bourguignon, d'Akinson Bourguignon et FHT

X \Leftrightarrow 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 des revenus et du bien-être de onze scénarii de réformes du type ACR ont été présentés et ils 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 scénarii de réforme, en existe t-il un qui s'impose plus que les autres ?

S'agissant de la première question, il est clair que l'intensité de retour à l'emploi quelle que soit la réforme envisagée n'est pas impressionnante 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 différentes, l'enquête emploi pour les premiers et l'enquête "Sortants du RMI" pour les secondes, 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 militent dans le sens d'une sous-estimation des 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, loin de là. 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 a décru 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 en termes d'effort de travail, qui peut rendre l'individu plus stable dans l'emploi occupé, effort en terme 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. A cet égard, le plein impact de la suppression de la fin du conditionnement de la possibilité de cumul par rapport à la séquence des emplois passés, qui constitue l'une des dispositions majeures des dispositifs envisagés, n'est sans doute pas engrangé dans les résultats présentés. Enfin, il ne faut pas oublier de mettre en rapport la modestie des résultats obtenus en matière de retour à l'emploi et 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 (1999) 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 sensibilité finie" 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 (2000)) 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 réforme⁸.

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. Une modélisation qui retiendrait un ensemble discret de valeurs du temps mensuelles de travail et non plus une plage continu est sans doute mieux

⁸ Il faut d'ailleurs noter que les 10 autres réformes n'améliorent pas le ratio plein-temps / inactivité d'un célibataire par rapport au scénario de référence.

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 de l'EITC d'une baisse des heures travaillées ne s'est pas produit comme l'ont pu constater 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" semblait mieux prévoir la participation que les heures de travail. Tout ceci n'implique 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 et il est par exemple 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 conclusive, 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.

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 vaut mieux cantonner la discussion aux trois premières réformes, les autres impliquant un coût par emploi créé à temps à partiel frisant le ridicule. Enfin, 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.

Dormont B, et A. Olmedo (2000) : "Les contraintes sur l'offre de travail des rmistes", mimeo, THEMA, Université de Paris-X Nanterre, Octobre 2000.

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) "Minima sociaux et cumul d'emploi : Evaluation des effets redistributifs à l'aide d'un nouveau critère de dominance sociale", mimeo, THEMA, Université de Cergy-Pontoise.

Fleurbaey M., C. Hagneré, et A. Trannoy (1999) "Welfare Comparisons with bounded equivalence scales" Document de travail 9823, THEMA, Université de Cergy-Pontoise.

Gravel N, C. Hagneré et N. Picard (2000) " Evaluation des effets d'une réforme du RMI sur l'offre de travail 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.

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 (2000b) "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.

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		27.92%	72.08%						100.00%	0.89%
	121-140		18.10%		81.90%					100.00%	1.77%
	141-155		7.72%		17.38%	74.90%				100.00%	3.04%
	156-175		0.22%		7.29%	1.48%	91.01%			100.00%	42.09%
	176-200					2.07%		97.93%		100.00%	13.70%
	>200						2.06%		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%;0.5SMIC) - 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		27.92%	72.08%						100.00%	0.89%
	121-140		36.61%		63.39%					100.00%	1.77%
	141-155		7.72%		8.73%	83.55%				100.00%	3.04%
	156-175		1.61%		6.92%	1.30%	90.16%			100.00%	42.09%
	176-200				2.07%	1.18%		96.75%		100.00%	13.70%
	>200						2.06%		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%;0.5SMIC) - 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		27.92%	72.08%						100.00%	0.89%
	121-140		36.61%		63.39%					100.00%	1.77%
	141-155		8.73%			91.27%				100.00%	3.04%
	156-175		5.55%		4.29%		90.16%			100.00%	42.09%
	176-200				2.07%		5.72%	92.21%		100.00%	13.70%
	>200						2.06%		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%;0.5SMIC) - Hommes

Après réforme

		0	0-87	88-120	121-140	141-155	156-175	176-200	>200	Total	dist. marg.
Avant réforme	0	93.26%	5.98%		0.10%	0.22%	0.19%	0.25%		100.00%	20.79%
	0-87		100.00%							100.00%	5.82%
	88-120		27.92%	72.08%						100.00%	0.89%
	121-140		36.61%		63.39%					100.00%	1.77%
	141-155		8.73%			91.27%				100.00%	3.04%
	156-175		7.89%		1.95%		90.16%			100.00%	42.09%
	176-200		2.07%				5.72%	92.21%		100.00%	13.70%
	>200						2.06%		97.94%	100.00%	11.90%
dist. marg.		19.39%	11.83%	0.64%	1.96%	2.82%	39.01%	12.69%	11.66%		100.00%

Figure A.4 : Réforme (10%,70%;0.5SMIC) - Hommes

Après réforme

		0	0-87	88-120	121-140	141-155	156-175	176-200	>200	Total	dist. marg.
Avant réforme	0	92.43%	6.69%		0.24%	0.15%	0.22%	0.29%		100.00%	20.79%
	0-87		100.00%							100.00%	5.82%
	88-120		27.92%	72.08%						100.00%	0.89%
	121-140		36.61%		63.39%					100.00%	1.77%
	141-155		16.45%			83.55%				100.00%	3.04%
	156-175		11.95%				88.05%			100.00%	42.09%
	176-200		2.07%		5.72%			92.21%		100.00%	13.70%
	>200						4.78%		95.22%	100.00%	11.90%
dist. marg.		19.21%	13.92%	0.64%	1.95%	2.57%	37.67%	12.70%	11.33%		100.00%

Figure A.5 : Réforme (0%,80%;0.5SMIC) - Hommes

Après réforme

		0	0-87	88-120	121-140	141-155	156-175	176-200	>200	Total	dist. marg.
Avant réforme	0	91.57%	7.40%		0.28%	0.17%	0.25%	0.33%		100.00%	20.79%
	0-87		100.00%							100.00%	5.82%
	88-120		27.92%	72.08%						100.00%	0.89%
	121-140		36.61%		63.39%					100.00%	1.77%
	141-155		8.73%			91.27%				100.00%	3.04%
	156-175		14.73%				85.27%			100.00%	42.09%
	176-200		2.07%		5.72%			92.21%		100.00%	13.70%
	>200				2.72%		2.06%		95.22%	100.00%	11.90%
dist. marg.		19.03%	15.00%	0.64%	2.29%	2.81%	36.19%	12.71%	11.33%		100.00%

Figure A.6 : Réforme (-10%,90%;0.5SMIC) - 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%;0.5SMIC) - 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%;0.5SMIC) - 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%;0.5SMIC) - Femmes

		Après réforme							Total	dist. marg.	
		0	0-87	88-120	121-140	141-155	156-175	176-200			>200
Avant réforme	0	89.14%	10.73%	0.00%	0.10%	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		30.88%	1.03%	68.10%					100.00%	5.26%
	141-155		18.67%	4.05%		77.28%				100.00%	3.42%
	156-175		12.90%	3.10%	2.32%		81.68%			100.00%	43.84%
	176-200		4.67%	4.51%	5.19%	2.24%		83.39%		100.00%	10.91%
	>200								100.00%	100.00%	4.53%
dist. marg.		20.90%	18.19%	3.39%	5.19%	2.90%	35.80%	9.10%	4.53%	100.00%	

Figure A.10 : Réforme (10%,70%;0.5SMIC) - Femmes

		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%	

Figure A.11 : Réforme (0%,80%;0.5SMIC) - Femmes

		Après réforme							Total	dist. marg.	
		0	0-87	88-120	121-140	141-155	156-175	176-200			>200
Avant réforme	0	86.85%	12.71%	0.28%	0.12%	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		22.72%			77.28%				100.00%	3.42%
	156-175		20.61%	1.08%	1.01%		77.31%			100.00%	43.84%
	176-200		13.51%	3.55%	4.48%	1.13%		77.34%		100.00%	10.91%
	>200		5.02%						94.98%	100.00%	4.53%
dist. marg.		20.36%	23.82%	2.32%	4.09%	2.78%	33.89%	8.44%	4.31%	100.00%	

Figure A.12 : Réforme (-10%,90%;0.5SMIC) - Femmes