Une estimation des conséquences d'une réforme des minima sociaux sur l'offre de travail à l'aide d'un modèle intertemporel de micro-simulation

Nicolas Gravel, Cyrille Hagneré et Nathalie Picard

Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/221>

DOI : 10.4000/economiepublique.221

ISSN : 1778-7440

Éditeur

IDEP - Institut d'économie publique

Édition imprimée

Date de publication : 15 janvier 2005

ISBN : 36-26-44-X

ISSN : 1373-8496

Référence électronique

Nicolas Gravel, Cyrille Hagneré et Nathalie Picard, « Une estimation des conséquences d'une réforme des minima sociaux sur l'offre de travail à l'aide d'un modèle intertemporel de micro-simulation », *Économie publique/Public economics* [En ligne], 14 | 2004/1, mis en ligne le 05 janvier 2006, consulté le 12 septembre 2020. URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/221> ; DOI : <https://doi.org/10.4000/economiepublique.221>

économie publique

études et recherches

Revue de l'Institut d'Économie Publique

Deux numéros par an

n° 14 - 2004/1

~~économie~~publique sur internet : www.economie-publique.fr

© Institut d'économie publique – IDEP

Centre de la Vieille-Charité

2, rue de la Charité – F-13002 Marseille

Tous droits réservés pour tous pays.

Il est interdit, sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, de reproduire (notamment par photocopie) partiellement ou totalement le présent ouvrage, de le stocker dans une banque de données ou de le communiquer au public, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit.

Imprimé en France.

La revue ~~économie~~publique bénéficie du soutien du Conseil régional Provence-Alpes-Côte d'Azur

ISSN 1373-8496

Dépôt légal décembre 2004 – n° imprimeur 362644X

Une estimation des conséquences d'une réforme des minima sociaux sur l'offre de travail à l'aide d'un modèle intertemporel de micro-simulation

Nicolas Gravel *

Cyrille Hagneré **

Nathalie Picard ***

Résumé

Cet article étudie les conséquences qu'aurait eues une réforme du régime des minima sociaux sur l'offre de travail de célibataires. La réforme étudiée est une variante de l'Allocation Compensatrice de Revenu. L'analyse s'appuie sur une estimation du comportement d'offre de travail d'un échantillon représentatif d'individus (avec ou sans enfants) dont la contrainte budgétaire est micro-simulée. La micro-simulation est effectuée en tenant compte du décalage temporel qu'introduit la législation entre la perception des revenus d'activité et celle des transferts nets auxquels ces revenus donnent lieu. Les comportements individuels d'offre de travail sont estimés en tenant compte de la possibilité de non-emploi involontaire, de l'endogénéité du salaire net induit par le système fiscal et des biais de sélection endogène de l'échantillon. Les estimations des paramètres décrivant les comportements individuels d'emploi et d'offre de travail sont utilisées pour simuler des réactions individuelles à la modification de la contrainte budgétaire induite

*. CSH - GREQAM - IDEP. 2, Aurangzeb Road, 11 00011 Delhi, India, nicolas.gravel@csh-delhi.com

**. OFCE - THEMA - IDEP. 69, quai d'Orsay, 75340 Paris Cedex 07, cyrille.hagnere@sciences-po.fr

***. THEMA. Université de Cergy-Pontoise, 33, Boul. du Port, 95011 Cergy-Pontoise, Cedex, France, picard@u-cergy.fr

Nous sommes redevables à Bernard Fortin, Guy Laroque, Bernard Salanié, Fabienne Tournadre, Alain Trannoy et deux arbitres anonymes de précieux commentaires formulés sur des versions antérieures de cet article. Nous remercions également Yves Doazan pour la relecture minutieuse qu'il a bien voulu faire de ce texte. Il va sans dire, mais il va encore mieux en l'écrivant, qu'aucune de ces personnes ne saurait être tenue pour responsable des très nombreux défauts de cet article.

par la réforme. Les résultats suggèrent que la réforme aurait « remis au travail » 6 % des individus inemployés et réduit le nombre d'heures que désirent travailler quelque 12% des individus employés. Au total, la réforme aurait entraîné une réduction du nombre total d'heures travaillées.

Summary

This article examines the impact a reform of the french welfare system would have had on the labour supply behavior of single-headed households in 1994. The reform studied is a variant of the ACR proposal which consists in reducing to 40 % the implicit marginal tax rate faced by welfare recipients. The analysis is based on an econometric estimation of the labour supply behavior of a representative sample of single-headed households whose budget constraint is micro simulated. The simulation takes into account the lag that the institutional working of the welfare system in France introduces between the moment incomes are earned and that where welfare and tax payments are made. Individual labour supply is estimated by allowing for the possibility of involuntary unemployment, the endogeneity of the net wage and the endogeneity of the sample selection of the employed individuals. Estimates of the parameters describing probability of employment and number of hours worked by employed persons are used to simulate the individual reactions to a modification of the budget constraint brought about by the reform. The results suggest that the reform would have put back to work about 6 % of the unemployed individuals and that it would have reduced the number of hours worked of some 12 % of the employed individuals. All in all, the reform would have led to a reduction in the total number of hours worked in the sample.

Mots clés : Offre de travail, emploi, réforme des minima sociaux, micro-simulation, biais de sélection de l'échantillon

Keywords: labour supply, employment, reforms of welfare programs, microeconomic simulation, sample selection bias

J.E.L. : H31, J18, J22, C34

Introduction

Le dispositif français du Revenu minimum d'insertion (*RMI*) a maintenant 15 ans. Il permet à tout individu de plus de 25 ans de percevoir un revenu mensuel minimum dont le montant dépend des caractéristiques du ménage auquel l'individu appartient. Il complète une panoplie plus ancienne de dispositifs d'aide aux ménages à revenus modestes, comme l'Allocation pour parent isolé (*API*) pour former ce qu'il est commun d'appeler le *régime des minima sociaux*. Une critique récurrente faite à ce régime (voir, par exemple, Bourguignon et Chiappori (1998), Castel et al. (1999)) est de décourager la recherche de travail des exclus en imposant implicitement les petits revenus d'activité à des taux proches de 100 %. Pour corriger cette lacune, il a été proposé de modifier ce régime pour le rapprocher d'un dispositif d'*Allocation compensatrice de revenu (ACR)*. L'idée sous-jacente à l'*ACR* est de garantir à un ménage un revenu de base et d'imposer ensuite tout revenu supplémentaire à un taux significativement inférieur à 100 %.

L'impact que pourrait avoir la mise en œuvre d'une *ACR* sur le nombre d'heures que souhaiteraient travailler les individus n'est cependant pas évident *a priori*. Certes, en *augmentant* les salaires horaires nets implicites auxquels sont confrontés les individus sans emploi, cette réforme serait susceptible d'encourager certains d'entre eux à augmenter leur effort de recherche d'emploi. Mais, si le loisir est un bien normal, l'*ACR* aura par ailleurs l'effet opposé de *réduire* le nombre d'heures désirées de travail de tous les individus confrontés à un taux de salaire horaire faible (par exemple le *SMIC*) et dont le souhait, avant réforme, était de travailler un petit nombre d'heures (par exemple à mi-temps). En effet, en permettant à ces individus de percevoir une partie du *RMI* tout en travaillant à temps partiel, la mise en place d'une *ACR diminuerait* leur taux de salaire horaire net et *augmenterait* leur « Full Income » au sens de Becker (1965). L'*ACR* est également susceptible de réduire la quantité désirée de travail de certains individus employés, avant réforme, à temps plein et qui pourraient trouver avantageux de réduire substantiellement leur effort de travail à un coût faible en termes de revenu disponible.

L'objet de cet article est donc de mesurer l'impact qu'aurait pu avoir la mise en œuvre d'une réforme de type *ACR* sur les comportements individuels d'offre de travail. Le projet spécifique de réforme examiné dans cet article est celui étudié par l'équipe du THEMA pour le compte du Commissariat général du plan (CGP) et détaillé dans Fleurbaey et al. (2002) et Gravel et al. (2001). Nous adoptons une approche par micro-simulation qui permet l'évaluation de l'impact d'une réforme fiscale sur les choix optimisateurs de *chaque* individu d'un échantillon en simulant la contrainte budgétaire *spécifique* à laquelle cet individu est confronté et ce, tant avant qu'après la réforme. La simulation de cette contrainte est effectuée en fonction des caractéristiques fiscales pertinentes des individus (revenus et taux

de salaire bruts, nombre d'heures travaillées, composition familiale, etc.) et de la législation fiscale en vigueur (avant et après la réforme). On trouvera de plus amples discussions des analyses de réforme fiscale par micro-simulation dans Blundell (1993).

Dans leur grande majorité, et telles qu'elles ont été appliquées jusqu'à présent à l'étude des réformes des dispositifs de protection sociale, les approches en termes de micro-simulation ont souffert de *deux* insuffisances que le présent article vise, au moins en partie, à corriger.

Une *première* insuffisance a été de mal tenir compte des comportements d'offre de travail. Par exemple, Atkinson et al. (1983) et Atkinson et Sutherland (1983) comparent des revenus disponibles des individus avant et après réformes en supposant que ces dernières sont sans effet sur le nombre d'heures travaillées. Dans certains cas (e.g. Fortin et Truchon (1993), Spadaro (1998)), le comportement d'offre de travail est intégré, mais de manière abrupte en imputant à *tous* les individus de l'échantillon une réaction à la réforme basée sur des estimations empiriques d'élasticités d'offre de travail estimées *par ailleurs* de manière fruste. Cette manière de faire est incorrecte pour au moins deux raisons. D'abord parce qu'elle impute à des individus d'un échantillon un comportement d'offre de travail estimé chez des individus d'un autre échantillon dont les préférences et les contraintes budgétaires sont *a priori* fort différentes. Ensuite parce que l'estimation des élasticités utilisées dans les imputations n'a pas tenu compte de la non-linéarité de la contrainte budgétaire qu'induit la fiscalité sur les revenus de travail et le régime des minima sociaux. Or, comme le rappellent, avec beaucoup d'autres, Blundell et al. (1986), la connaissance de mesures *locales* de comportement d'offre de travail comme les élasticités est d'une utilité limitée pour appréhender l'impact *global* de réformes fiscales qui concernent un ensemble de budget non-linéaire et, sur certaines portions, non-convexe. Quelques études (e.g. Blundell et al. (1986), Blundell et al. (1988) et Arrufat et Zabalza (1983)) ont intégré le comportement d'offre de travail à l'intérieur d'analyses en termes de micro-simulation. Mais ces travaux ont mal tenu compte du *statut d'emploi* (le fait d'être, ou non, employé) soit en l'ignorant totalement (Blundell et al. (1986)), soit en l'estimant *sans* intégrer la possibilité de non-emploi subi ou de biais de sélection entourant l'imputation des salaires aux individus sans travail (Arrufat et Zabalza (1983) et Blundell et al. (1988)). A l'autre extrême, on trouve en France des études récentes (en particulier Laroque et Salanié (1999) et Piketty (1998)) qui simulent l'impact de certaines réformes du régime des minima sociaux sur le fait d'être employé ou non sans tenir compte de la possibilité que peuvent avoir les personnes qui travaillent de moduler leurs heures. Une intéressante étude, complémentaire dans une certaine mesure de la nôtre, de Laroque et Salanié (2000a) élargit le cadre binaire emploi-non-emploi pour tenir compte de la décision de travailler à temps partiel. Mais Laroque et Salanié (2000a) n'autorisent pas d'autres modulations du nombre d'heures travaillées

que celles associées aux catégories de « temps plein » et de « temps partiel ». Par contraste, nous considérons ici une complète flexibilité, chez les personnes qui travaillent, de modulation des heures. La réalité du marché du travail français se situe, sans nul doute, entre ces deux extrêmes. Il est donc intéressant de comparer les conclusions auxquelles aboutissent ces deux modélisations extrêmes du comportement d'offre de travail en termes d'impact probable d'une ACR sur l'effort de travail.

Une *deuxième* insuffisance des analyses de réformes fiscales par le biais d'une micro-simulation consiste à s'appuyer sur une description du système fiscal et donc, de la contrainte budgétaire réelle des ménages, trop stylisée. En particulier, il est rarement tenu compte des *décalages temporels* qui existent, dans le dispositif institutionnel, entre la perception des revenus par les agents et le versement des transferts, nets de ponction fiscale, auxquels ces revenus donnent lieu. En France, les droits *mensuels* d'un individu au RMI sont évalués à chaque *trimestre* sur la base de l'activité déclarée par l'individu au trimestre précédent. De même, l'impôt *annuel* sur le revenu que doit acquitter un ménage est déterminé sur la base de ses revenus de l'*année fiscale* précédente. Un dernier exemple est fourni par le montant *mensuel* de l'Aide au logement (AL), qui est révisé en juillet sur la base des revenus imposables de l'*année fiscale* précédente, mais peut être réajusté à tout moment en cas de baisse soudaine de l'activité. La prise en compte de ces décalages est importante pour comprendre les possibilités *réelles* d'arbitrage entre le loisir et le revenu disponible que permet la législation à un ménage. Par exemple, avant l'entrée en vigueur en décembre 1998 de la réforme Aubry, la législation prévoyait qu'un individu qui reprenait une activité après avoir bénéficié du RMI pouvait cumuler intégralement ses revenus d'activités avec le RMI pendant un trimestre. Au(x) trimestre(s) suivant(s), l'individu pouvait continuer à cumuler, mais avec un taux implicite d'imposition marginal de 50 % et pour un nombre d'heures limité. Ce n'était qu'au delà de 750 heures d'activité cumulées depuis la reprise d'activité que ses revenus devenaient implicitement imposés à un taux marginal de 100 %. La prise en compte de ces décalages modifie donc la compréhension qu'on peut avoir du régime français des minima sociaux en révélant que le taux implicite marginal d'imposition des revenus d'activité auquel est confronté un individu dépend de manière cruciale de l'*activité passée*. En particulier donc, et contrairement à la description qui en est très souvent faite (par exemple par Bourguignon et Chiappori (1998), Castel et al. (1999) Laroque et Salanié (1999), Laroque et Salanié (2000b), Laroque et Salanié (2000a), Piketty (1998)), il n'y a *pas* systématiquement d'imposition à 100 % des premiers revenus d'activité lorsqu'on intègre à l'analyse ces décalages temporels.

L'analyse de l'ACR proposée ici essaie de corriger ces deux types d'insuffisances. Les effets de la réforme sont évalués par micro-simulation, sur un échantillon représentatif de 879 célibataires français (avec ou sans enfants) observés

sur 36 mois (entre 1993 et 1995). Les paramètres permettant de prévoir le nombre désiré d'heures de travail et/ou le statut d'emploi de ces célibataires sont estimés, préalablement, sur ce même échantillon. L'étude est limitée aux célibataires pour éviter les délicats problèmes d'analyse des décisions d'offre de travail prises collectivement à l'intérieur d'un couple (voir e.g. Chiappori (1988), Chiappori (1992)).¹ Par ailleurs l'étude tient compte, de manière plus précise que ce qui a été fait jusqu'ici, des possibilités réelles d'arbitrage entre le loisir et la consommation, permises par les décalages temporels séparant la perception du revenu d'activité des transferts nets d'impôts que ces revenus conditionnent. La prise en compte de ces décalages temporels est effectuée par le modèle de micro-simulation SIMPTOM (SIMulation des Prélèvements et Transferts Octroyés aux Ménages) développé par C. Hagneré au THEMA (voir Hagneré (2001)).

Le modèle économétrique estimé interprète les heures travaillées par un individu employé aux différents mois comme résultant, à un terme d'erreur aléatoire près, d'une maximisation d'une fonction d'utilité intertemporelle CES sous une contrainte budgétaire intertemporelle. En conformité avec le modèle traditionnel d'offre de travail, l'approche suppose donc que l'individu optimise sa décision en supposant avoir accès à un continuum de combinaisons de temps de travail et de revenus disponibles. Elle suppose également que cette optimisation est réalisée en situation de parfaite certitude et sous l'hypothèse d'une parfaite connaissance des liens intertemporels complexes que le système fiscal et social introduit entre les moments où les décisions d'offre de travail sont prises et ceux où les transferts nets sont reçus.

Cette utilisation du modèle traditionnel de l'offre de travail mérite, peut-être, quelques justifications. Rigoureusement, le modèle traditionnel de l'offre de travail explique le nombre d'heures qu'un individu *souhaiterait travailler* (compte tenu de ses goûts pour le pouvoir d'achat et le loisir et des incitations financières auxquelles il est confronté) s'il disposait de toute la flexibilité voulue pour choisir à sa guise le nombre d'heures de travail. Le modèle traditionnel explique donc le comportement *notionnel* d'offre de travail. Le comportement *réel* de l'individu (e.g. le fait qu'il travaille ou non et, s'il travaille, le nombre d'heures qu'il consacre à son emploi) est le résultat d'un jeu de forces complexes, dont beaucoup sont institutionnelles, dans lequel ce comportement notionnel n'est qu'une composante. L'hypothèse sous-jacente à ce travail est donc que la spécification économétrique permet de recouvrer, à partir des comportements observés de tra-

1. Beaucoup d'études (e.g. Blundell et al. (1988), Laroque et Salanié (1999), Laroque et Salanié (2000b), Laroque et Salanié (2000a), Piketty (1998)) étudient l'impact de réformes fiscales sur le comportement d'offre de travail des femmes mariées (conditionnellement à celle de leur conjoint), qui offre l'avantage de présenter une grande sensibilité aux incitations financières. D'un point de vue théorique, cette manière de faire repose sur l'hypothèse discutable que les réformes fiscales n'affecteront pas l'offre de travail des conjoints.

vail et de non-travail d'un échantillon d'individus, cette composante du comportement réel qu'est le comportement notionnel. *A fortiori* donc, c'est l'impact sur le comportement notionnel d'offre de travail d'une réforme de type ACR que le travail présenté dans cet article permet de prévoir. Il faudra évidemment garder cette interprétation à l'esprit lors de la discussion des résultats de ce travail.

Pour tenir compte adéquatement des décalages susmentionnés entre les moments où l'activité professionnelle est effectuée et ceux où les transferts nets sont perçus, l'introduction d'un modèle intertemporel d'offre de travail est nécessaire. Le modèle le plus général que l'on puisse envisager à cet égard (par exemple, Macurdy (1981)) prévoit qu'un individu choisit librement son nombre d'heures travaillées chaque mois de son horizon de décision. *A priori* donc, un tel individu serait susceptible de varier ces heures d'un mois à l'autre si besoin était (et en particulier si cette modification lui permettait d'exploiter au mieux les formules d'intéressement prévues par la législation). Le modèle théorique qui sera utilisé ici pour justifier les spécifications économétriques et pour simuler l'impact prévisible de la mise en place d'une ACR n'autorisera pourtant pas une telle flexibilité intertemporelle. Nous ferons, en effet, l'hypothèse que l'individu prend sa décision d'offre de travail en supposant être incapable de modifier d'un mois à l'autre son nombre d'heures. Il est, certes, possible d'interpréter cette hypothèse comme traduisant l'existence de *coûts de modification* du nombre d'heures travaillées (par exemple, il faut changer d'emploi pour pouvoir modifier son nombre d'heures de travail) suffisamment importants pour faire préférer à l'individu actif une quantité d'heures qui ne varie pas d'un mois à l'autre plutôt qu'une quantité variable. Mais la raison essentielle de son adoption tient à la simplification considérable que la procédure de simulation des conséquences d'une ACR permet. Pour effectuer une telle simulation, il est nécessaire en effet de résoudre le programme d'optimisation de chaque individu de l'échantillon en remplaçant la contrainte budgétaire intertemporelle à laquelle il est confronté sans ACR par celle qui résulterait de l'introduction d'une telle réforme. Cette résolution est faite par le modèle SIMPTOM qui calcule, pour chaque profil intertemporel d'heures travaillées envisageable, les flux de consommation que ce profil générerait dans un monde avec ACR et détermine ensuite le profil le plus avantageux pour l'individu compte tenu des préférences qui lui ont été imputées par la procédure d'estimation préalable. L'hypothèse de fixité intertemporelle du nombre d'heures travaillées permet de réduire *considérablement* le temps de calcul de cette optimisation.²

Quoi qu'il en soit, la théorie traditionnelle de l'offre de travail interprète ce

2. Pour être précis, avec la simplification que nous effectuons, le modèle SIMPTOM compare, pour chaque individu de l'échantillon après réforme, quelques 600 profils intertemporels constants d'heures mensuelles supposées (*grosso modo* 600 heures possibles par mois). Sans imposer cette hypothèse, nous devrions en considérer 600³⁶, soit 600 heures possibles pour chacun des 36 mois de l'horizon temporel considéré.

nombre (invariant dans le temps ici) d'heures travaillées par un individu au cours des différents mois comme égalisant, lorsqu'il est positif, le taux marginal de substitution de l'individu entre le loisir et la consommation à un *taux de salaire implicite intertemporel*. Ce taux de salaire implicite est « intertemporel » dans le sens où il intègre toutes les conséquences pécuniaires présentes (*via* le taux de salaire horaire brut) et futures (*via* les transferts nets qu'elle affectera) que peut avoir une décision marginale permanente d'offre de travail prise à une date.

Cette interprétation des heures travaillées d'un individu employé comme résultant d'une optimisation sous une certaine contrainte est basée sur l'interprétation de conditions de premier ordre. Elle ne fournit donc pas une caractérisation de la décision optimale de cet individu si l'ensemble des combinaisons de loisir et de consommation auxquels donne accès le système fiscal et les taux de salaires bruts n'est pas convexe. Nous tenons compte de possibles non-convexités de la contrainte budgétaire lorsque des niveaux faibles d'activité sont envisagés en estimant, simultanément à l'équation décrivant le nombre d'heures désiré par un individu employé, une *équation d'emploi*. Cette équation d'emploi est cependant estimée en *forme réduite* au sens où les paramètres qui la définissent ne sont pas explicitement liés à ceux de l'équation expliquant les heures travaillées par un individu employé. Outre une simplification considérable de la procédure d'estimation, cette stratégie permet également d'interpréter le non-emploi comme pouvant résulter de chômage involontaire (un individu qui ne travaille pas ne l'a pas nécessairement choisi), ainsi que d'éventuels coûts fixes liés à la décision de travailler. L'équation d'emploi que nous estimons inclut dans la liste des variables indépendantes une mesure des incitations financières à la reprise d'emploi à mi-temps (mesurées *grosso modo* par l'écart entre le revenu que percevrait l'individu pour un emploi à mi-temps et celui reçu en cas d'inactivité). La construction d'une telle variable d'incitation financière requiert cependant la connaissance du salaire horaire brut de l'individu qui n'est disponible que pour les individus employés. Nous imputons un salaire brut aux individus inactifs sur la base de leurs caractéristiques observables en estimant préalablement une équation de salaire sur le sous-échantillon des individus employés en tenant compte, comme il se doit, du biais de sélection endogène de l'échantillon sur lequel est basée cette estimation.

Par ailleurs, le salaire implicite intertemporel qui explique le comportement d'offre de travail d'un individu employé est, du fait du système fiscal, une variable endogène. En choisissant son nombre d'heures travaillées à salaire brut donné, l'individu affecte son taux implicite d'imposition et donc son salaire net. Le salaire implicite intertemporel est donc instrumenté comme il se doit avant d'être intégré, comme variable indépendante, dans l'estimation de l'équation décrivant le nombre d'heures travaillées des individus employés.

L'ensemble de ces considérations nous oblige donc à mobiliser une procédure économétrique relativement conséquente impliquant l'estimation de *deux blocs*

distincts d'équations simultanées : Le *premier* bloc est constitué des *trois équations d'intérêt* expliquant les heures désirées des individus employés, le fait d'être ou non-employé et le salaire implicite intertemporel. Le *deuxième* bloc, servant à imputer des salaires bruts aux individus observés sans emploi, regroupe les équations de salaire brut et de statut d'emploi. L'estimation des paramètres de ces deux blocs d'équations permet ensuite, en utilisant les équations du premier bloc, de simuler l'impact de la réforme à la fois sur le désir de travail des individus employés et sur la probabilité d'obtenir un emploi des individus sans travail.

Les résultats suggèrent que la mise en place d'une ACR aurait conduit à un accroissement modeste, mais significatif, de l'emploi et entraîné une réduction des heures travaillées de certains individus employés. En termes de nombre total d'heures de travail des célibataires, l'ampleur de ce deuxième effet serait supérieure à celle du premier de telle sorte que la réforme se serait soldée par une *réduction du nombre total* d'heures travaillées par les célibataires. Ce résultat, pour le moins mitigé en termes d'effet de la réforme sur l'offre de travail *agrégée*, va certainement à l'encontre de beaucoup de préjugés favorables à l'égard de l'instauration des formules de type ACR dans les systèmes de protection sociale. Il rejoint, par ailleurs, les conclusions obtenues par Laroque et Salanié (2000a) dans leur modèle à éventail discret de choix.

Le plan de l'article est le suivant. Dans la prochaine section, nous esquissons le modèle théorique d'offre de travail qui sous-tend la spécification économétrique et nous discutons des procédures d'estimation. Les données et les variables utilisées dans les estimations (y compris celle qui sont micro-simulées) sont présentées dans la section 2. La méthodologie et les résultats de la simulation de la réforme sont présentés et discutés en section 3. La dernière section présente quelques éléments de conclusion.

1. Cadre théorique et économétrique

1.1. Théorie

Nous nous intéressons à l'impact d'une réforme fiscale sur l'offre de travail notionnelle d'un individu en tenant compte du décalage temporel entre les choix d'offre de travail et la perception des transferts nets que ces choix entraînent. L'individu considéré a un stock donné de capital humain qui détermine le *salaire brut horaire* w_t^B qu'il peut gagner au mois t s'il travaille. L'individu doit décider, à chaque mois t ($t = 0, \dots, T$) de son horizon temporel, d'allouer ses τ heures de temps mensuel disponible entre le travail rémunéré (noté H_t) et le loisir (noté L_t) en respectant la contrainte physique $H_t + L_t = \tau$. Comme indiqué dans la section

précédente, on admet en outre que l'individu prend sa décision en supposant être incapable de faire varier ses heures de travail d'un mois à l'autre par la suite, de sorte que, lorsqu'il choisit de travailler H_s heures à un mois $s \geq 0$, il le fait sous la contrainte d'effectuer la même prestation de travail aux mois t suivants (pour $t \geq s$). On interprète les éventuels changements d'heures de travail observés chez un même individu de notre échantillon comme résultants de chocs *exogènes* et *non anticipés* sur son environnement (licenciement, naissance d'un enfant, divorce, réception d'une nouvelle offre d'emploi, changement de préférence, etc.). Lorsque de tels chocs se produiront, nous suposerons que l'individu recommence son optimisation intertemporelle dans le nouvel environnement introduit par ces chocs. Dans la mesure où ces chocs sont exogènes et non-anticipés, une telle interprétation ne suppose pas d'incohérence intertemporelle chez l'individu.

L'augmentation d'une heure de travail au mois t *augmente* le pouvoir d'achat courant de l'individu du montant de son salaire brut, mais *réduit* typiquement son pouvoir d'achat futur en réduisant les transferts nets auquel il pourra prétendre. Appelons $G_t(H_{t-})$ la somme des transferts nets reçus par le chef du ménage au mois t en fonction des heures de travail qu'il a effectuées dans le passé. Dans cette écriture H_{t-} représente le vecteur des quantités d'heures de travail effectuées dans les périodes antérieures à t et susceptibles d'affecter les transferts nets reçus à la date t . Si l'on excepte les allocations chômage, les effets des choix présents d'offre de travail sur les transferts nets futurs se prolongent au maximum sur deux ans et demi, de telle sorte que $G_t(.)$ peut être vue, en France, comme une fonction de 30 variables. Pour les fins de cette section théorique, la fonction $G_t(.)$ est supposée dérivable et faiblement monotone *décroissante* par rapport à chacun de ses arguments. On admet également, de manière réaliste, eu égard à la législation française, que la fonction $G_t(.)$ puisse dépendre du mois où le transfert net est perçu. Il peut en aller ainsi parce que, par exemple, en raison du changement d'année fiscale, un effort supplémentaire de travail en décembre a un impact sur les transferts nets de janvier, différent de celui qu'aurait le même effort supplémentaire de travail réalisé en novembre sur les transferts nets de décembre. La fonction $G_t(.)$ dépend en outre de caractéristiques exogènes du ménage (comme la taille familiale, le niveau de la richesse exogène et du profil de salaires horaires bruts passés).

La *contrainte budgétaire temporaire* à laquelle le ménage est confronté à la date t est donnée par :

$$E_t + n_t C_t \leq M_t + w_t^B H_t + G_t(H_{t-}) + (1+r)E_{t-1} \quad (1)$$

où E_t , n_t , C_t et M_t désignent, respectivement, l'épargne nette, le nombre d'équivalents-adultes³, la consommation par tête et la richesse exogène (hors revenus du

3. Les échelles d'équivalence utilisées dans cet article sont celles qui sont sous-jacentes au calcul

travail, épargne et transferts) du ménage à la date t . La variable r mesure, quant à elle, le taux d'intérêt « réel » (supposé constant dans le temps) que rapporte, entre deux mois consécutifs, l'épargne nette choisie en un certain mois. On supposera, de manière quelque peu irréaliste eu égard à la situation française, que $G_t(\cdot)$ ne dépend pas des épargnes nettes passées E_{t-} . Sous cette hypothèse, et en faisant une récurrence à rebours de la contrainte (1) (autorisée si l'on suppose que l'individu connaît le taux d'intérêt et qu'il n'est pas contraint dans ses possibilités d'épargne nette), on en déduit que les profils intertemporels de loisir et de consommation $\{L_t, C_t\}_{t=t_0}^T$ que peut envisager l'individu à partir du mois 0 satisfont la contrainte intertemporelle :

$$\sum_{t=0}^T \frac{w_t^B L_t + C_t}{(1+r)^t} \leq \sum_{t=0}^T \frac{w_t^B \tau + M_t + G_t(H_{t-})}{(1+r)^t} \quad (2)$$

Envisagées à la date t_0 , les préférences du chef du ménage pour les différents profils intertemporels de loisir et de consommation sont représentées par la fonction d'utilité intertemporelle CES $U : ([0, \tau] \times \mathbb{R}_+)^T \rightarrow \mathbb{R}$ définie par :

$$U(L_0, C_0, \dots, L_T, C_T) = \left[\sum_{t=0}^T \delta^t (a L_t^\rho + C_t^\rho) \right]^{\frac{1}{\rho}}$$

avec $\delta \in]0, 1[$, $\rho \in]-\infty, 0[\cup]0, 1[$ et $a > 0$ des paramètres.⁴ En intégrant la contrainte suivant laquelle $L_t = L_0 = L$ pour toutes les dates $t > 0$ (le chef du ménage n'envisage pas de modifier ses heures de travail d'un mois à l'autre), on peut écrire cette fonction d'utilité comme suit :

$$V(L, C_0, \dots, C_T) = U(L, C_0, \dots, L_{t_0}, C_T) = [\alpha L^\rho + \sum_{t=0}^T \delta^t C_t^\rho]^{\frac{1}{\rho}}$$

avec $\alpha = \sum_{t=0}^T \delta^t a$

Les décisions intertemporelles d'*heures travaillées* et de consommation de l'individu résolvent le programme suivant :

$$\max_{H, \{c_t\}_{t=0}^T} V(\tau - H, C_0, \dots, C_T) \quad (3)$$

du RMI à savoir : $n_t = 1$ pour une personne seule, $n_t = 1,5$ pour une personne seule avec un enfant et $n_t = 1,8 + 0,4(x - 2)$ où x est le nombre d'enfants pour une personne qui a au moins deux enfants.

4. La raison principale du choix des préférences CES réside dans la relative souplesse de comportement d'offre de travail que ces préférences autorisent et ce, à un coût faible en termes de paramétrisation. En particulier, les préférences CES autorisent des portions négatives à la fonction d'offre de travail. Un tour d'horizon assez complet des avantages et inconvénients des différentes formes fonctionnelles en matière d'offre de travail est présenté par Stern (1987). Une justification de l'intérêt des préférences CES pour l'estimation de l'offre de travail en présence de fiscalité peut être trouvée dans Zabalza (1983) et Arrufat et Zabalza (1983, 1986).

sous les contraintes que $H \in [0, \tau]$ et que $(\tau - H, \{C_t\}_{t=0}^T)$ satisfassent (2). Après construction du lagrangien et interprétation des conditions de Kuhn-Tucker, on en déduit qu'un nombre d'heures de travail H^* et un profil intertemporel de consommation $\{C_t^*\}_{t=0}^T$ qui résolvent le programme satisfont, pour tout mois t :

$$\frac{\alpha}{\delta^t(1+r)^t} \left(\frac{\tau - H^*}{C_t^*} \right)^{\rho-1} = \tilde{w}_0^{N*}(\cdot) \quad (4)$$

si l'individu travaille et :

$$\frac{\alpha}{\delta^t(1+r)^t} \left(\frac{L}{C_t^*} \right)^{\rho-1} > \tilde{w}_0^{N*}(\cdot) \quad (5)$$

pour tout $L \in [0, \tau]$ s'il choisit l'inactivité avec :

$$\tilde{w}_0^{N*}(\cdot) = \frac{1}{n_t} \sum_{s=0}^T \left[\frac{(w_s^B + \sum_{j=s+1}^T \frac{\partial G_j(\cdot)}{\partial H_s})}{(1+r)^s} \right] \quad (6)$$

Dans ces expressions, $\tilde{w}_{t_0}^{N*}(\cdot)$ est le *Salaire Net Intertemporel* (SNI) par tête (en utilisant la structure démographique du ménage du mois t) auquel est confronté le chef du ménage au mois 0. Ce salaire est défini par le bénéfice monétaire actualisé (en 0) que procure à l'individu un accroissement infinitésimal permanent de la quantité de travail choisie en 0. Ce bénéfice marginal provient de deux sources : la valeur actualisée de tous les taux de salaires bruts et la valeur actualisée de toutes les variations marginales de transferts nets qu'entraîne la décision marginale permanente prise en 0. Ce SNI est, évidemment, *endogène* puisqu'il dépend de la décision d'offre de travail de l'individu.

Par ailleurs, puisque la condition (4) est valide pour toutes périodes s et t (avec $s > t$) si l'individu travaille, il s'en suit que, si le nombre de membres du ménage n'a pas changé entre s et t , on a :

$$C_s^* = [\delta(1+r)]^{\frac{s-t}{1-\rho}} C_t^* \quad (7)$$

En particulier, si $\delta = \frac{1}{1+r}$ le profil intertemporel optimal de consommation par tête est constant de t_0 à T . Le profil de consommation par tête est par contre décroissant si $\delta < \frac{1}{1+r}$ et croissant si $\delta > \frac{1}{1+r}$. Cette propriété des préférences CES suivant lesquelles le logarithme de la consommation optimale d'un individu est une fonction linéaire du temps sera utile pour l'estimation économétrique.

1.2. Spécification économétrique et stratégie d'estimation

Spécification du comportement d'offre de travail des individus employés

Exprimée en logarithme, la condition de premier ordre 4 que satisfait une quantité *positive* de travail offerte s'écrit :

$$\ln\left(\frac{\tau - H^*}{C_t^*}\right) = \frac{1}{1-\rho} (\ln \alpha - t \ln(\delta(1+r)) - \ln \tilde{w}_0^{N^*}(.)) \quad (8)$$

L'équation (8) est impliquée par le comportement *notionnel* d'offre de travail de l'individu observé employé. Au moins trois raisons peuvent faire différer l'offre de travail observée par l'économètre, chez un individu employé, de son comportement notionnel. La première, correspondant à ce qui est parfois désigné par l'expression d'« erreur d'optimisation », reflète l'ensemble des conditions prévalant sur le marché du travail (rationnement, rigidités, temps nécessaire pour modifier son nombre d'heures de travail d'un mois à l'autre, changement non-anticipé de préférences, etc.), susceptibles d'expliquer l'écart entre le nombre d'heures que souhaiterait idéalement travailler l'individu et le nombre d'heures effectivement travaillées. La deuxième concerne l'hétérogénéité, inobservable à l'économètre, des préférences pour les flux intertemporels de loisir et de consommation. Dans cet article, nous faisons porter cette hétérogénéité sur le seul paramètre α . Tous les individus sont donc supposés avoir le même ρ . La troisième raison susceptible d'occasionner une différence entre l'observé et le notionnel réside dans les erreurs de mesures des principales variables d'intérêt. Notons à cet effet h_t , c_t et w_t^N les variables (calculées ou observées) utilisées pour mesurer les variables théoriques H^* , $C_t^{*\rho-1}$ et $\tilde{w}_0^{N^*}(.)$ correspondantes. La résultante des trois effets que nous venons d'évoquer est décomposée en un terme d'erreur⁵ ξ^h propre à l'individu et constant dans le temps et un terme ε_t^h variable dans le temps. La spécification empirique de l'équation (8) devient donc :

$$\ln\left(\frac{\tau - h_t}{c_t}\right) = X_t^h \beta^h + \gamma \ln w_t^N(.) + \xi^h + \varepsilon_t^h \quad (9)$$

avec $X_t^h \beta^h = \frac{\ln \alpha - t \ln(\delta(1+r))}{1-\rho}$ et $\gamma = -\frac{1}{1-\rho}$ et où X_t^h est un vecteur de variables explicatives du terme α et β^h , le vecteur de paramètres correspondant. Notons par ailleurs que le terme $t \ln(\delta(1+r))$ correspond à l'effet linéaire du temps (ou de l'âge) évoqué plus haut sur le lissage de la consommation. Mais comme l'âge entre également dans le vecteur X_t^h des variables explicatives des différences interindividuelles de goût pour le loisir et la consommation (critallisées dans le paramètre α), il ne sera pas possible de faire la part de ces deux termes dans les estimations.

5. Chacun des termes d'erreur mentionnés dans cette section est supposé indépendamment et identiquement distribué d'un individu (et, le cas échéant d'un mois) à l'autre suivant une loi normale d'espérance nulle.

Ainsi qu'il l'a été mentionné, le SNI w_t^N est une variable *endogène*. Pour corriger du biais qui résulterait de la non prise en compte de cette endogénéité, nous intégrons, dans le vecteur X_t^h des variables explicatives du comportement d'offre de travail des individus employés, le résidu $\varepsilon_t^{w^N}$ estimé de l'équation du SNI :

$$\ln w_t^N = X_t^{w^N} \beta^{w^N} + \varepsilon_t^{w^N} \quad (10)$$

avec $X_t^{w^N}$ un vecteur de variables explicatives du SNI, β^{w^N} , le vecteur des paramètres associés à ces variables et $\varepsilon_t^{w^N}$, un terme d'erreur. Le vecteur $X_t^{w^N}$ regroupe les variables explicatives du salaire brut et de l'équation (9), ainsi que les déterminants des transferts $G_t(h_{t-})$. De fait, toute variable affectant le salaire brut mais n'ayant pas d'impact direct sur les préférences d'un individu pour le loisir et les individus peut être considérée comme un instrument valable dans l'estimation de cette équation.

Spécification du statut d'emploi

La condition de premier ordre (8), ou sa spécification économétrique (9), caractérise localement le comportement notionnel d'un individu observé employé un certain mois. Mais elle ne dit rien des individus observés sans-emploi à ce mois. Ces individus peuvent être sans-emploi soit à la suite d'une décision de leur part (non-emploi volontaire), soit à la suite d'un licenciement ou d'une incapacité à trouver du travail malgré des efforts de recherche importants (non-emploi involontaire). Pour tenir compte du fait qu'un individu non-employé n'a pas nécessairement choisi d'être dans cette situation au sens de l'inégalité (5), nous supposons plus généralement que l'individu travaillera le mois t si et seulement si une certaine variable latente y_t^{h*} est positive avec :

$$y_t^{h*} = X_t^{eh} \beta^{eh} + RD_t \beta^{eR} + \varepsilon_t^{eh} \quad (11)$$

où RD_t est un vecteur de variables mesurant les incitations financières à l'activité, X_t^{eh} est un vecteur de variables affectant l'emploi au mois t par d'autres canaux que les incitations financières, β^{eR} et β^{eh} sont les vecteurs de paramètres associés à ces variables et ε_t^{eh} est un terme d'erreur. Le vecteur RD_t contient des mesures du revenu disponible qu'obtiendrait l'individu suite à une modification *non marginale* de l'effort de travail à partir du point de non-travail (par exemple le passage de l'inactivité vers le mi-temps ou le plein temps). Si l'ensemble des profils d'heures travaillées et de niveaux de consommation qui satisfont (2) n'est pas convexe dans la région où de faibles niveaux d'activités sont envisagées, de telles variables non-marginales sont *a priori* des indicateurs plus pertinents de l'incitation à travailler que le seul salaire net dynamique w_t^N évalué en $h_t = 0$ (voir Hausman (1985) pour de plus amples développements sur ce point). Pour tenir compte du problème bien connu (voir par exemple Heckman (1979)) de sélection endogène de l'échantillon

des individus qui travaillent sur lequel sont estimées les équations (9) et (10), le ratio de Mills de l'équation d'emploi (11) est ajouté à la liste des variables explicatives X_t^h et $X_t^{w^N}$.

Bloc d'équations annexes estimées au préalable

Les équations (9) et (11), ainsi que l'équation (10) qui permet de tenir compte de l'endogénéité du SNI dans (9), constituent le cœur de la procédure économétrique. Ce sont les paramètres estimés des équations (9) et (11) qui permettront en effet de simuler les conséquences de la mise en place d'une ACR. Or certaines des variables explicatives de ces équations ne sont *pas* observables chez les individus sans travail. C'est, en particulier, le cas des variables qui composent le vecteur RD_t des revenus touchés par un individu qui travaillerait. Ces revenus dépendent, en partie au moins, du salaire brut w_t^B de l'individu qui n'est évidemment observable que si celui-ci travaille. Formellement

$$RD_t = \Psi_t(\ln w_t^B) \quad (12)$$

pour une certaine fonction Ψ_t . Il est donc nécessaire, pour obtenir une mesure de RD_t chez tous les individus, d'imputer au préalable un salaire brut aux individus non employés. Cette imputation sera effectuée sur la base d'une équation de salaire brut qui sera estimée sur la sous-population des individus employés, en corrigeant pour la sélection endogène de l'échantillon. Pour cette correction, nous utilisons une *forme réduite* de l'équation d'emploi. La forme explicite (11) de l'équation d'emploi ne peut en effet pas être utilisée dans cette étape préalable car elle dépend du salaire brut, inconnu à ce stade. Formellement, l'équation de salaire brut que nous estimons est la suivante :

$$\ln w_t^B = X_t^{w^B} \beta^{w^B} + \varepsilon_t^{w^B} \quad (13)$$

avec $\varepsilon_t^{w^B}$ un terme d'erreur, $X_t^{w^B}$ un vecteur de variables expliquant le salaire brut reçu par l'individu au mois t et β^{w^B} le vecteur des paramètres associés à ces variables. En substituant (13) dans (12) et (12) dans (11), on peut écrire l'équation d'emploi (11) comme suit :

$$y_t^{h*} = X_t^{eh} \beta^{eh} + \Psi_t(X_t^{w^B} \beta^{w^B} + \varepsilon_t^{w^B}) \beta^{eR} + \varepsilon_t^{eh}$$

Sa forme réduite est obtenue par approximation linéaire. Plus précisément, en notant X_t^{ew} le vecteur contenant la réunion des variables affectant le salaire brut, l'emploi en forme explicite et les transferts (qui définissent la fonction Ψ_t), on écrit la forme réduite de l'équation d'emploi comme suit :

$$y_t^{w*} = X_t^{ew} \beta^{ew} + \varepsilon_t^{ew} \quad (14)$$

où β^{ew} et ε_t^{ew} désignent, respectivement, le vecteur des paramètres associés au vecteur de variables X_t^{ew} et le terme d'erreur.

Le système d'équations (13) et (14) est estimé simultanément par maximum de vraisemblance dans une première étape. Puis, à l'aide du salaire brut que cette procédure permet d'imputer aux individus non employés, le revenu disponible en cas d'activité est calculé par micro-simulation pour tous les individus (employés et sans travail). Il devient alors possible d'estimer le bloc d'équations (9) et (11) (en corrigeant par l'estimation de (10) pour l'endogénéité du SNI).

2. Données et méthodes d'estimation et de simulations

2.1. Données et variables brutes

Échantillon

L'analyse est effectuée sur un échantillon de ménages dont le chef, qui peut ou non avoir des enfants, est célibataire. Cet échantillon est extrait de l'enquête du *Panel Européen* et calibré pour être représentatif de la population française en termes de transferts. Nous avons exclu de cet échantillon les travailleurs indépendants, les étudiants et les retraités. Nous avons conservé 534 femmes et 345 hommes, célibataires sur toute la période considérée, dont on observe les caractéristiques, l'activité et les ressources sur les 36 mois des années 1993 à 1995. Notre souci de prendre en compte des décalages temporels liés au calcul des transferts suffisamment longs (12 mois) nous a contraints à estimer les équations (13), (14), (9), (11) et (10) uniquement sur la période centrale : les 12 mois de 1994.

Le comportement d'offre de travail des femmes étant susceptible de différer très significativement de celui des hommes, toutes les estimations sont effectuées séparément dans l'échantillon d'hommes et dans l'échantillon de femmes.

Les statistiques descriptives sur les variables utilisées dans les différentes équations sont présentées en annexe. Nous terminons cette sous-section en donnant quelques commentaires supplémentaires sur les plus importantes de ces variables.

Mesure de l'activité et des heures de travail

L'activité mensuelle de l'individu est, dans le Panel européen, déclarée rétrospectivement en octobre de chaque année. Elle est distinguée suivant qu'elle concerne l'activité principale ou l'activité « secondaire ou épisodique ».⁶ L'acti-

6. Certains individus ont déclaré, pour un mois donné, une activité épisodique sans activité principale.

tivité principale, lorsqu'elle est exercée, est également distinguée suivant qu'elle est effectuée à plein temps, à temps partiel « ordinaire » (plus de 15 heures/semaine) ou à temps partiel « réduit » (moins de 15 heures/semaine). Sur un mois moyen de l'année 1994, 18 % des hommes et 20 % des femmes apparaissent sans emploi (c'est-à-dire sans activité principale ni secondaire). Ces individus sont, en revanche, deux fois moins nombreux à rester sans-emploi tout au long de la période. L'activité secondaire est rare, plutôt masculine (4,4 % des hommes contre 2,4 % des femmes en moyenne sur 1994) et transitoire : sur les 3 années, 7,3 % des individus ont déclaré au moins une période d'activité « secondaire ou épisodique », mais seulement 0,7 % (soit 4 hommes et 2 femmes) l'ont conservée tout au long de la période. Pour l'activité principale, le temps partiel réduit est rare et transitoire. Le temps partiel ordinaire concerne 4 % des hommes et 14 % des femmes ayant une activité principale.

Les heures travaillées par les individus actifs sont calculées (mensuellement) comme la somme des heures de l'activité principale et de l'activité secondaire. Pour chaque type d'activité, les « heures habituelles » de travail sont déclarées dans l'enquête une fois par an. Les heures de travail utilisées pour construire la variable dépendante de l'équation (9) ont été reconstituées mois par mois sur la base de la déclaration annuelle des heures habituelles et du calendrier d'activité. Par construction, ces heures subissent donc très peu de variations d'un mois à l'autre chez un même individu au cours d'une même année. Les figures 1 et 2 présentent, respectivement, la distribution de ces heures chez les hommes et les femmes.

Figure 1 : *Distribution des heures travaillées chez les hommes (1994).*

Figure 2 : *Distribution des heures travaillées chez les femmes (1994).*

Mesure du salaire horaire brut

Les ressources financières d'un ménage sont constituées des revenus du travail, de ressources exogènes dont le montant ne dépend pas des revenus de travail ou de l'activité (comme, par exemple, les pensions alimentaires)⁷ et des transferts nets de ponction fiscales (dont le montant dépend des revenus d'activité courants et passés et, éventuellement, des ressources exogènes inconditionnelles). Les revenus de travail bruts (avant impôts et transferts, mais après prélèvement des cotisations sociales) d'activité principale et secondaire sont mesurés annuellement. Le *salaire horaire brut* est calculé en divisant la somme des revenus annuels d'activité principale et secondaire par le nombre annuel d'heures travaillées. Ainsi calculé, ce salaire horaire ne varie donc pas au cours d'une année. En outre, ce mode de calcul gomme les différences qui peuvent exister entre la rémunération horaire de l'activité principale et celle de l'activité secondaire. Le *revenu mensuel brut* est ensuite calculé comme le produit du salaire horaire brut par le nombre d'heures travaillées au cours du mois considéré. Les figures 3 et 4 donnent la répartition observée dans l'échantillon du salaire horaire brut chez les hommes et les femmes. Le trait vertical correspond au SMIC horaire de 29F en vigueur en juin 1994.

7. Les revenus d'épargne et de placements, qui feraient naturellement partie de ces ressources exogènes n'ont pas été intégrés dans l'analyse. Ces variables, mal mesurées dans le Panel européen, devraient être redressées au préalable. Cette omission est susceptible d'affecter les estimations pour les ménages aisés, mais elle a probablement peu d'impact sur la population d'intérêt (les RMistes perçoivent rarement de telles ressources).

Figure 3 : *Distribution du salaire horaire chez les hommes (1994).*

Figure 4 : *Distribution du salaire horaire chez les femmes (1994).*

2.2. Méthode de calcul du SNI, de la consommation et des revenus disponibles en cas de non-emploi et d'emploi à mi-temps

Le Panel européen présente l'avantage de proposer un calendrier mensuel de perception des revenus de chaque membre du ménage sur la période d'étude. Ce calendrier permet de calculer, mois par mois, les transferts que recevra chaque ménage et l'impôt sur le revenu dont il devra, le cas échéant, s'acquitter. Les transferts qui sont intégrés dans l'analyse sont les *Allocations familiales* (AF) touchées forfaitairement par les ménages sur la base du nombre d'enfants sans condition de ressources, l'*Allocation pour jeune enfant* (APJE), l'*Aide personnalisée au logement* (APL), l'*AL*, l'*Allocation de rentrée scolaire* (ARS) et les éléments du régime français des minima sociaux que sont le *RMI* et l'*API*. On intègre également les *Allocations-chômage* (AC) et l'*Allocation de solidarité spécifique* (ASS) (lorsque le ménage les perçoit le mois t) et l'*Impôt sur le Revenu* (IR). Tous les transferts nets auxquels peut prétendre chaque ménage chaque mois en fonction de son activité passée, de ses caractéristiques et de la législation en vigueur, sont calculés par le modèle de micro-simulation SIMPTOM dont une description de ce modèle peut être trouvée dans Hagneré (2001). Comme il l'a été mentionné, la prise en compte des décalages intertemporels que permet SIMPTOM introduit un gain appréciable de réalisme dans la description de la contrainte budgétaire à laquelle est confronté un ménage célibataire français. Mais ce gain en réalisme a un coût en complexité qui, par exemple, rend impossible (ou effroyablement lourde) l'écriture analytique de la fonction reliant le montant des transferts nets aux prestations de travail effectuées et donc, celle de la fonction de vraisemblance du modèle économétrique. Cette complexité explique, dans une certaine mesure, notre recours à des spécifications en forme réduite des équations d'emploi (11) et (14) plutôt qu'à des formes structurelles basées sur une connaissance analytique des fonctions $G_t(\cdot)$. Il convient par ailleurs de noter que les imputations des transferts et des impôts au ménage qu'effectue SIMPTOM sont virtuelles. Aucun moyen ne nous est donné de vérifier que le ménage de notre échantillon touche effectivement les transferts que lui impute SIMPTOM et auquel il a, en principe, droit. Il en va, évidemment, de même pour l'impôt sur le revenu.

Calcul de la consommation mensuelle

Le calcul du niveau c_t de consommation par tête est effectué en supposant un taux d'intérêt mensuel nul ($r = 0$), et en limitant l'horizon temporel aux 12 mois à venir. Plus précisément, la consommation c_t considérée à la date t correspond à la moyenne du *revenu disponible mensuel* sur les 12 mois à venir en supposant que l'individu travaille, de $t + 1$ jusqu'à $t + 12$, le même nombre d'heures qu'en t . Cette manière de faire est conforme au modèle théorique de la section 1.1 pour un

individu employé (sous l'hypothèse où il a réalisé son choix d'heures mensuelles de travail en s'estimant incapable de modifier ces heures d'un mois à l'autre). Elle est plus discutable pour un individu observé sans travail en t puisqu'elle suppose que cet individu anticipe demeurer dans cette situation pendant les 12 mois à venir, ce qui n'a aucune raison d'être si l'individu n'a pas choisi d'être dans cette situation. Mais quelle anticipation de chronique future d'activité choisir pour de tels individus ? Celle que nous avons choisie n'est pas plus arbitraire qu'une autre. La limite à 12 mois est, évidemment, une contrainte liée aux données du Panel européen qui n'étaient disponibles que pour trois ans.

Le revenu disponible d'un individu dans un certain mois est la somme de ses revenus mensuel d'activités (salaire brut multiplié par le nombre d'heures mensuelles) et des transferts auxquels il peut avoir droit dans ce mois (calculés par SIMPTOM en fonction de l'activité passée de l'individu et des caractéristiques du ménage auquel il appartient), amputée de l'éventuel impôt sur le revenu qu'il doit acquitter.

Le calcul de cet impôt sur le revenu présente des particularités car il est, en France, effectué sur la base des revenus *annuels* perçus au cours de l'*année fiscale* précédente. Pour rester cohérent avec l'intervalle mensuel sur lequel est mesurée l'offre de travail, nous avons utilisé le procédé suivant de mensualisation de l'impôt sur le revenu. On considère que l'individu acquitte, à chaque mois t de l'année fiscale $a(t)$ (de fait 1994 ou 1995) un impôt mensuel IR_t^m équivalent au *douzième* de l'impôt annuel $IR_t^{a(t)}$ qu'il acquittera normalement au cours de l'année fiscale à venir, au titre des revenus touchés pendant l'année fiscale en cours. Par exemple, nous imputerons à un individu observé en décembre 1994 le paiement d'un impôt correspondant au douzième de l'impôt qu'il paiera normalement en 1995 au titre des revenus de 1994, alors que nous imputerons au même individu en janvier 1995 un douzième de l'impôt qu'il paiera en 1996 au titre des revenus de 1995. Ceci revient à considérer que, même si les individus n'acquittent leur impôt sur le revenu qu'au cours de l'année fiscale suivante, ils calculent cet impôt à l'avance et ne dépensent, durant un mois donné, que les revenus nets du douzième de l'impôt annuel futur que ces revenus engendreront.

Comme pour les transferts, à chaque mois t , l'impôt annuel sur le revenu de l'année fiscale $a(t)$ est calculé sur la base des heures de travail h_{t-} effectivement observées jusqu'à t , et en supposant que l'individu travaillera, entre le mois t et la fin de l'année fiscale, le même nombre d'heures qu'en t . On peut donc écrire :

$$IR_t^m = \frac{IR_t^{a(t)}(h_{t-}, h_t)}{12}$$

Il est entendu que le passé pertinent décrit par le vecteur h_{t-}^R , ainsi du reste que le futur pertinent sur lequel est prolongé le nombre d'heures travaillées par l'individu en t , se limite aux mois de l'année fiscale à laquelle appartient le mois t .

Les transferts $Tr_t(h_{t-}^{TR})$ que perçoit l'individu au mois t (RMI , API , AL , APL , APS , $APJE$, AC et ASS) ne dépendent que du comportement passé d'offre de travail. À la différence donc de l'impôt sur le revenu, le calcul de ces transferts ne requiert aucun scénario sur le comportement futur d'offre de travail. Il doit, par ailleurs, être gardé à l'esprit que le passé pertinent h_{t-}^{TR} considéré pour le calcul des transferts est différent que celui utilisé pour le calcul de son impôt sur le revenu.

Après avoir ainsi déterminé les impôts et les transferts que doit payer ou recevoir l'individu au mois t , on impute à l'individu la consommation c_t définie par la formule :

$$c_t(h_{t-}, h_t) = \frac{\sum_{j=0}^{11} \left(w_{t+j}^B h_t + m_{t+j} + TR_{t+j}(h_{(t+j)-}^{TR}) + IR_{t+j}^m(h_{(t+j)-}^{IR}, h_t) \right)}{12 * n_t} \quad (15)$$

où l'offre de travail passée ($h_{(t+j)-}^{TR}$ ou $h_{(t+j)}^{IR}$) suivant le cas) pertinente à la date $t+j$ correspond au passé effectivement observé jusqu'à la date t , puis est égale à h_t entre les dates t et $t+j$. Par ailleurs, le h_{t-} du terme de gauche de (15) correspond au passé déjà réalisé en t .

Cette méthode d'imputation des dépenses mensuelles de consommation à un individu n'est évidemment pas sans défaut. Elle n'effectue un lissage que vers le futur alors qu'un lissage en fonction du passé aurait été plausible. Le lissage en fonction du passé pose toutefois un problème de mesure empirique car les données sur les caractéristiques individuelles et, surtout, sur les ressources, ne sont disponibles qu'à partir de 1993, ce qui rend assez approximatif le calcul de certains transferts en 1993. Par ailleurs, un lissage en fonction du passé aurait pu, si on avait utilisé l'impôt payé au titre des revenus perçus durant l'année fiscale précédente, amener à imputer pour certains mois de l'année une consommation négative (cas d'un individu qui se retrouverait inactif au début d'une année fiscale et qui aurait gagné des revenus d'activités conséquents l'année fiscale précédente).

On pourrait penser que l'horizon plutôt court de 12 mois sur lequel est effectué le lissage peut occasionner un biais d'estimation de l'équation (9) dans la mesure où l'âge est une variable explicative de cette équation et que l'épargne individuelle dépend de l'âge (elle croît avec l'âge si $\delta > \frac{1}{1+r}$ et elle décroît avec l'âge si $\delta < \frac{1}{1+r}$). Toutefois, la forme linéaire mentionnée en fin de section 1.1 de la relation entre épargne et âge chez un individu doté de préférences CES limite ce biais au coefficient de la variable âge dont l'interprétation est, de toute façon, problématique pour les raisons évoquées en section 1.2.

Salaire Net Intertemporel

Le SNI w_t^{N*} auquel est confronté l'individu employé au mois t est simplement calculé comme la dérivée partielle de la consommation, telle que définie par (15),

par rapport à h_t (nombre d'heures travaillées à la date t et aux suivantes). Cette dérivée partielle est calculée comme un taux de variation discrète correspondant à une augmentation de Δh heures de travail en t et aux 11 mois suivants rapporté à Δh :

$$w_t^{N*} = \frac{c_t(h_{t-}, h_t + \Delta h) - c_t(h_{t-}, h_t)}{\Delta h} \quad (16)$$

Cette formule revient à approximer les dérivées théoriques $\frac{\partial G_c(.)}{\partial h_j}$ intervenant dans l'équation (6) par des rapports de différences finis. Les calculs dépendent évidemment du pas Δh choisi. Nous avons retenu un pas de $\Delta h = 1$ (une heure par mois).

Ce SNI défini par (16) fournit une description des incitations marginales au travail pour le moins différente de celles données par les représentations statiques usuellement considérées par les commentateurs. Pour l'illustrer, considérons le cas d'un célibataire sans enfant âgé de plus de 25 ans n'ayant jamais travaillé jusqu'alors et débutant un emploi à tiers-temps annuel (soit 676 heures sur l'année) au début de 1994 payé au SMIC horaire en vigueur à ce moment ($w^B = 28,56$). Considérons pour cet individu trois scénarii de chronique d'offre de travail. Le premier scénario considère que cet individu travaille à tiers-temps de façon régulière sur l'année (soit 56,33 heures sur chacun des 12 mois), le second suppose qu'il travaille à mi-temps pendant huit mois et s'arrête ensuite et le troisième repose sur l'hypothèse que l'individu concentre les 676 heures sur les 4 premiers mois. Avant la réforme Aubry de 1998, le dispositif législatif donnait la possibilité à un bénéficiaire du RMI reprenant un emploi de cumuler 50 % de ses revenus d'activités avec le RMI tant que le nombre total d'heures travaillées depuis la reprise d'emploi restait inférieure à 750. Un moyen intuitif de comprendre le calcul du SNI est de le considérer comme une moyenne, sur les 12 mois à venir, de *salaires net temporaires*. Le salaire net temporaire d'un individu au mois t est tout simplement l'accroissement de revenu disponible qu'obtiendrait l'individu pour ce même mois s'il augmentait d'une heure son effort de travail, étant donné son offre de travail passée. A la différence du SNI donc, le salaire net temporaire ne projette pas sur le futur la prestation de travail envisagée par l'individu en t . A partir du salaire net temporaire, on peut déterminer un *taux implicite temporaire d'imposition* (défini comme l'écart entre le salaire horaire brut et le salaire net temporaire) et un *taux implicite intertemporel d'imposition* (défini comme la moyenne, sur les 12 mois à venir, des taux implicites temporaires d'imposition). Le tableau 1 montre l'évolution de la consommation, du SNI et du taux implicite intertemporel d'imposition (noté Tmi) au cours des 12 mois de l'année 1994 dans chacun des trois scénarii. On constate que les taux d'imposition implicites associés au SNI varient considérablement d'un mois à l'autre et ce, quelque soit le scénario considéré. Il y a deux raisons à cela. La première est liée aux décalages temporels du système des transferts et, en particulier, à l'impact de l'intéressement qui ne joue que provisoirement. La seconde raison tient à l'hypothèse suivant laquelle les prestations de

travail sont supposées constantes d'un mois à l'autre. Pour comprendre comment ces deux raisons se juxtaposent ici, considérons l'individu du scénario 1.

Tableau 1 : *Trois scénarii de calculs du SNI*

<i>t</i>	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Scénario 1												
<i>h_t</i>	56.33	56.33	56.33	56.33	56.33	56.33	56.33	56.33	56.33	56.33	56.33	56.33
<i>Tmi</i>	37.5%	41.7%	45.8%	37.5%	45.8%	54.2%	50.0%	58.3%	66.7%	70.0%	75.0%	80.8%
<i>w_t^N</i>	17.85	16.66	15.47	17.85	15.47	13.09	14.28	11.90	9.52	8.57	7.14	5.49
<i>c_t</i>	36343	35539	34735	33930	33126	32321	31517	30713	29908	29104	28299	27495
Scénario 2												
<i>h_t</i>	84.5	84.5	84.5	84.5	84.5	84.5	84.5	84.5	0	0	0	0
<i>Tmi</i>	25.0%	25.0%	25.0%	12.5%	12.5%	12.5%	0.0%	0.0%	33.3%	37.5%	41.7%	45.8%
<i>w_t^N</i>	21.42	21.42	21.42	24.99	24.99	24.99	28.56	28.56	19.04	17.85	16.66	15.47
<i>c_t</i>	39928	37905	35882	33859	33042	32226	31409	30593	23887	24277	24277	24277
Scénario 3												
<i>h_t</i>	169	169	169	169	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>Tmi</i>	17.3%	16.0%	14.9%	14.0%	29.2%	33.3%	37.5%	41.7%	45.8%	37.5%	41.7%	45.8%
<i>w_t^N</i>	23.62	24.00	24.31	24.55	20.23	19.04	17.85	16.66	15.47	17.85	16.66	15.47
<i>c_t</i>	63318	61295	59272	57249	20231	22254	24277	24277	24277	24277	24277	24277

Le premier mois, cet individu est confronté à un taux implicite intertemporel d'imposition de 37,5 % qui n'est autre que la moyenne du taux temporaire d'imposition de 0 % du premier trimestre et du taux d'imposition de 50 % qui frappera ses revenus d'activité aux trois trimestres suivants du fait du régime d'intéressement $(37,5 = \frac{3}{4}50)$.⁸ Le deuxième mois, le taux d'impôt implicite intertemporel de l'individu augmente à 41,7 % (2 mois à un taux temporaire de 0 % et 10 mois à 50 %) pour passer ensuite à 45,8 % au troisième mois (un mois à 0 % et les 11 mois suivants à 50). Un saut se produit au 4^{ème} mois (début du 2^e trimestre) à cause de la procédure trimestrielle de révision du *RMI*. De fait, au début du second trimestre de l'année considérée ici, l'individu dispose de 12 mois d'intéressement partiel avec imposition à 50 % de ces revenus d'activité. Toutefois, le versement de l'allocation de *RMI* par la Caisse d'allocations familiales correspondant à cet intéressement va se faire, pendant le 2^e trimestre en question, sur la base des revenus d'activités qu'il a déclarés au premier trimestre. L'augmentation marginale permanente d'effort de travail envisagée au début du second trimestre sera donc soumise à un taux d'impôt temporaire nul pendant un trimestre puis à un taux de 50 % pour les trois semestre restants. Au deuxième mois du second trimestre, le taux d'impôt implicite intertemporel augmente à 45,8 % car l'individu, au dernier mois de son horizon de décision de 12 mois, fait l'objet d'une imposition temporaire à un taux de 100 % $(45,8 = \frac{3}{4} \times 50 + \frac{1}{12} 100)$. Notons combien cette vision des

8. La limite des 750 heures cumulées sera atteinte à la fin du mois de janvier de l'année suivante, ce qui, compte tenu du fait que la révision du *RMI* intervient à la fin de chaque trimestre, signifie que l'individu pourra ajouter 50 % de revenu d'activité à son *RMI* de base jusqu'à la fin du mois de mars de l'année suivante.

choses diffère des représentations statiques usuelles qui, dans l'exemple qui nous occupe, donneraient le même taux d'imposition implicite de 100 % quelque soit le scénario et quelque soit le mois de l'année car les effets de l'intéressement ne seraient pas pris en compte.

Incidations financières non-marginales au travail

Comme il l'a été mentionné en section 1.2, nous avons choisi de recourir à des mesures non-marginales des incitations financières au travail comme composantes du vecteur RD_t intervenant de l'équation (11). Nous nous sommes, en fait, limités à une seule de ces variables : le (logarithme du) *rapport* entre la moyenne (sur les douze mois à venir) de *ce que gagnerait l'individu s'il travaillait à mi-temps* et la moyenne de *ce qu'il gagnerait s'il ne travaillait pas*. Le revenu que gagnerait un individu observé sans travail s'il continuait à ne pas travailler comprend tous les transferts qu'il perçoit et auxquels il aura droit durant les 12 mois à venir (y compris, le cas échéant, l'AC ou l'ASS). Le revenu disponible qu'aurait gagné un individu observé employé s'il n'avait pas travaillé a été défini comme excluant l'AC et l'ASS et ne comprend que les transferts auxquels aurait droit cet individu s'il quittait volontairement son emploi. Les calculs des deux variables (revenus disponible d'un travail à mi-temps et revenu disponible en cas d'inactivité) sont, ici aussi, simulés par SIMPTOM en tenant compte du comportement de travail passé de l'individu considéré.

2.3. Estimation des comportements avant la réforme

La structure en panel des données nécessiterait, en toute rigueur, l'utilisation de techniques appropriées (voir par exemple Hausman et Taylor (1981)). La raison principale qui nous a empêchés de recourir à des techniques de données de Panel tient à l'horizon trop étroit des 12 mois de 1994 sur lequel l'estimation a été réalisée. Cet horizon s'est avéré d'autant plus étroit que, sur les 12 mois d'une même année, le salaire brut d'un individu ne subit aucune variation, tandis que les variations des heures travaillées sont très faibles chez les individus qui travaillent sur toute la période. Plutôt que d'utiliser de véritables techniques de panel, nous avons empilé les données concernant les 12 mois, puis nous avons estimé l'effet individuel ξ de l'équation (9) comme la moyenne des résidus mensuels estimés pour l'individu concerné. Ce résidu individuel moyen estimé est interprété comme une mesure de l'hétérogénéité individuelle des préférences, supposée persister après réforme. Il est à noter qu'un résidu mensuel ne peut être estimé que dans le cas où l'individu travaille au cours du mois considéré. Pour les individus observés sans travail durant certains mois de l'année 1994, le résidu individuel est calculé

comme la moyenne des résidus estimés sur les seuls mois au cours desquels l'individu est employé. Enfin, pour les individus qui ne travaillent pas du tout sur la période, on considère un résidu individuel nul.

Les résultats de l'estimation du système d'équations (13) et (14) sont donnés en annexe. Sans insister sur ces résultats qui ne constituent pas le propos de l'article, remarquons que le logarithme du salaire y apparaît, chez les hommes et chez les femmes, comme une fonction décroissante de l'âge (centré réduit autour de 40 ans), une fonction croissante et *concave* de l'expérience, et une fonction croissante et *convexe* du nombre d'années d'études (les dernières années d'études contribuent plus au logarithme du salaire que les premières). On remarque également que, pour les deux sexes, l'effet des études supérieures sur le salaire croît avec l'âge. Des différences entre les deux sexes apparaissent dans la détermination du statut d'emploi sous forme réduite, notamment par rapport à l'effet que peut avoir la présence d'enfants sur la probabilité de travailler. Le nombre d'hommes célibataires qui ont des enfants est relativement rare. Pour cette raison, nous n'avons pas pu décortiquer l'influence des enfants sur la détermination du statut d'emploi en fonction de l'âge de ces enfants avec le même degré de précision chez l'homme que chez la femme. Pour les femmes, on remarque une claire influence négative de la présence d'enfants de moins de 6 ans sur la probabilité de travailler. Il en va de même, d'une manière peut-être plus surprenante, de la présence d'enfants âgés de plus de 10 ans. En revanche, la présence d'enfants âgés de 6 à 10 ans ne semble pas avoir d'influence significative sur le statut d'emploi des femmes.

Chez les hommes, pour lesquels nous ne pouvons mesurer, avec une précision correcte, que la présence totale d'enfants, nous remarquons que cette dernière a une influence positive sur leur statut d'emploi. Le salaire varie considérablement en fonction de la Catégorie Socio-Professionnelle (environ du simple au double). Il est plus élevé en région parisienne, la différence étant particulièrement marquée par rapport aux zones rurales. Les salaires masculins sont plus faibles dans le secteur public ou semi-public, mais les salaires féminins y sont plus élevés. Il est également à noter que le biais de sélection résultant de l'estimation de l'équation de salaire sur l'échantillon des individus qui travaillent apparaît négatif et significatif à la fois chez les femmes et chez les hommes mais qu'il paraît plus fort chez ces derniers. En clair, les salaires qui sont imputés aux individus qui ne travaillent pas sont, moyenne, *plus* élevés que ceux observés chez les individus de caractéristiques observées identiques qui travaillent.

Les trois équations du bloc (9) à (11) sont estimées quant à elles successivement, en tenant compte de la corrélation entre les résidus correspondants. L'emploi (11) est estimé en premier sur l'échantillon total, par probit. On en déduit un ratio de Mills qui est ajouté à la liste des variables explicatives des équations de salaire implicite (10) et d'offre de travail (9), de façon à corriger pour la sélection endogène de l'échantillon (cf. Heckman (1979)). L'équation (10) est simplement

estimée par Moindres Carrés sur l'échantillon des individus employés. Finalement, l'équation décrivant l'offre de travail (9) est estimée par Moindres Carrés. En plus du ratio de Mills, le résidu de l'équation (10) est ajouté à la liste des variables explicatives, de façon à corriger le biais résultant de l'endogénéité du salaire implicite.⁹

Les résultats d'estimation du bloc d'équations (9), (10) et (11) sont présentés, pour les hommes et les femmes, dans les tableaux 2 et 3¹⁰. Les valeurs estimées des paramètres ρ et α (calculées à partir de (9)) sont respectivement de $-0,54698$ et $0,27651$ chez l'homme employé de caractéristiques échantillonales moyennes et de $-0,36754$ et $0,559859$ chez la femme employée de caractéristiques échantillonales moyennes. Si le caractère intertemporel de la fonction d'utilité CES utilisée et la complexité de la contrainte budgétaire ne permet pas une interprétation immédiate de ces paramètres en termes d'élasticité-salaire (Marshallienne ou Hicksienne) classique de l'offre de travail, on peut obtenir un ordre de grandeur de ces dernières en interprétant le modèle comme étant statique et en interprétant la contrainte budgétaire comme étant linéaire. Cela revient à supposer qu'un individu travaillant $\tau - L$ heures un certain mois a résolu le programme :

$$\max_{L,C} (\alpha L^\rho + C^\rho)^{1/\rho} \text{ s. t. } C \leq (\tau - L)w$$

La solution (intérieure) de ce programme, qui suppose que le travail est la seule source de revenu de l'individu, fournit l'offre de travail Marshallienne :

$$H^M(w) = \frac{\tau w^{\rho/(1-\rho)}}{w^{\rho/(1-\rho)} + \alpha^{1/(1-\rho)}} \quad (17)$$

de laquelle on peut obtenir l'offre de travail Hicksienne (évaluée à un niveau d'utilité u) :

$$H^H(w, u) = \tau - \frac{\alpha^{1/(1-\rho)} u}{(\alpha^{1/(1-\rho)} + w^{\rho/(1-\rho)})^{(2\rho-1)/\rho}} \quad (18)$$

En évaluant les expressions (17) et (18) aux valeurs $\rho = -0,54698$ et $\alpha = 0,27651$ chez l'homme et $\rho = -0,36754$ et $\alpha = 0,559859$ chez la femme, et pour un $\tau = 500$ et un salaire horaire w correspondant au smic (soit 29F l'heure en janvier 1994), nous obtenons l'élasticité-salaire Marshallienne et Hicksienne respectivement à $-0,2082405$ et $0,38070954$ chez l'homme et à $-0,16607816$ et $0,45186419$ chez la femme. Ces ordres de grandeur, qui indiquent en particulier une offre de travail à *pente négative* chez les individus employés, sont assez analogues à ce qui est trouvé dans la littérature (voir e.g. Blundell et Macurdy (2000)

9. Ce résidu n'est calculable que pour les individus employés, c'est-à-dire sélectionnés par l'équation (11), mais cela ne pose pas de problème car ces individus sont exactement les mêmes que ceux qui sont sélectionnés pour les équations (10) et (9).

10. Nous avons utilisé un temps total disponible $\tau = 500$ heures mensuelles. Les estimations se sont avérées assez peu sensibles au choix de τ .

Tableau 2 : Résultats d'estimation des équations (9)-(11) chez les hommes.

	Offre de travail			Salaire implicite par tête (log)			Emploi		
	Coef.	Std. Err.	P> t	Coef.	Std. Err.	P> t	Coef.	Std. Err.	P> z
Mills eq. Emploi	-0.148906	0.0411255	0.000	-0.605052	0.041939	0.000			
résidu eq. Salaire implicite	0.1138129	0.0387241	0.003						
salaire implicite par tête (log)	-0.646419	0.0349305	0.000						
Age									
Age (centré réduit)	-0.087177	0.0081003	0.000	-0.267526	0.032908	0.000	-0.2383391	0.112594	0.034
Age (centré réduit) au carré							-0.1103788	0.033959	0.001
Age (centré réduit) au cube							0.101215	0.032652	0.002
entre 18 et 24 ans				0.003582	0.04052	0.930			
Expérience									
Expérience totale (centrée réduite)				0.3098429	0.038143	0.000			
Expérience totale (centrée réduite) au carré				-0.075367	0.019535	0.000			
Expérience totale (centrée réduite) au cube				0.0129044	0.006896	0.061			
Catégorie socio-professionnelle									
Artisan,commerçant,agriculteur				-0.009654	0.083028	0.907			
Cadre, ingénieur, chef d'une grande entreprise				0.5919517	0.046015	0.000			
Professeur				0.3619677	0.046377	0.000			
Instituteur				0.7337487	0.047185	0.000			
Profession intermédiaire				0.2405555	0.021705	0.000			
Ouvrier qualifié				0.0540883	0.022521	0.016			
Ouvrier non qualifié				-0.157034	0.03042	0.000			
Employé et autres				Référence					
Taille de la commune									
Commune rurale	Référence			Référence			Référence		
moins de 20000 habitants	0.0689282	0.0217524	0.002	0.0268374	0.02628	0.307	-0.2303693	0.104831	0.028
20000 à 100000 habitants	0.0451757	0.0235295	0.055	0.0547508	0.0271	0.043	-0.4278495	0.094744	0.000
plus de 100000 habitants hors Paris	0.0608892	0.021585	0.005	0.1766551	0.020058	0.000	-0.6320486	0.091198	0.000
Agglomération parisienne	-0.062504	0.0223103	0.005	0.1632258	0.021135	0.000	-0.4276728	0.100992	0.000
Niveau d'études									
Primaire	Référence			Référence			Référence		
Secondaire	-0.212913	0.0333649	0.000	0.1645578	0.028531	0.000	0.0214267	0.11243	0.849
Professionnel court	-0.185856	0.0311627	0.000	0.0453129	0.024365	0.063	0.4285183	0.106786	0.000
Professionnel long	-0.288499	0.0369365	0.000	0.019119	0.030191	0.527	1.290597	0.234058	0.000
Supérieur 1er et 2ème cycles	-0.249656	0.037112	0.000	0.0281133	0.037598	0.455	0.3409318	0.109357	0.002
Supérieur 3ème cycle	-0.400593	0.041615	0.000	-0.004107	0.052114	0.937	0.6685738	0.150351	0.000
Niveau d'études * Age									
Secondaire * Age				0.0822113	0.038126	0.031	0.0163525	0.105327	0.877
Professionnel court * Age				0.120064	0.036941	0.001	-0.1405869	0.095534	0.141
Professionnel long * Age				-0.02268	0.037782	0.548	0.6328487	0.224105	0.005
Supérieur 1er et 2ème cycles * Age				-0.004869	0.043682	0.911	-0.2757992	0.116473	0.018
Supérieur 3ème cycle * Age				0.0372518	0.040836	0.362	0.1693355	0.134633	0.208
Statut									
Etat				0.0389689	0.025559	0.127			
Collectivité locale				-0.037655	0.02429	0.121			
Entreprise publique				-0.091591	0.026455	0.001			
Privé et autres				Référence					
Nombre de salariés dans l'entreprise									
petite entreprise:<10				-0.324418	0.030186	0.000			
moyenne entreprise:10-49				-0.295347	0.035106	0.000			
grande entreprise:50-99				-0.154752	0.02774	0.000			
tres grande entreprise:>100				-0.075052	0.022267	0.001			
Sans objet ou non déclaré				Référence					
Handicap									
Handicap grave							-1.424877	0.132372	0.000
Gêne dans ses activités							0.4845043	0.03986	0.000
Nombre d'enfants									
Moins de 6 ans							-0.2365864	0.264842	0.372
plus de 6 ans							0.5165464	0.076703	0.000
tous	-0.030374	0.0137874	0.028	-0.324671	0.012447	0.000			
Profession des parents									
Père : Agriculteur							0.6852606	0.125948	0.000
Père : Intermédiaire, technicien							-0.1778523	0.084478	0.035
Père : Employé							-0.3142949	0.080389	0.000
Mère : Inactif							-0.1402208	0.053004	0.008
Incitations financières									
Log(Rdmi/RD0) *							0.4465571	0.078132	0.000
Constante	-0.613536	0.1220059	0.000	3.643976	0.044702	0.000	-0.3639709	0.17074	0.033
N. obs = 3075				N. obs = 3300			N. obs = 4089		
F(14, 3060) = 128.87				F(35, 3264) = 106.44			W chi2(26) = 717.57		
Prob > F = 0.0000				Prob > F = 0.0000			P>chi2 = 0.0000		
Rsqared = 0.5205				Rsqared = 0.4744			PseudoR2 = 0.2162		
Root MSE = 0.32998				Root MSE = 0.35494					

* logarithme du rapport entre le revenu disponible d'une activité à mi-temps et le revenu disponible d'inactivité, en supposant que l'individu travaillait à mi-temps dans le passé

Tableau 3 : Résultats d'estimation des équations (9)-(11) chez les femmes.

	Offre de travail			Sal. implicite par tête (log)			Emploi		
	Moindres carrés			Moindres carrés			Probit		
	Coef.	Std. Err.	P> t	Coef.	Std. Err.	P> t	Coef.	Std. Err.	P> z
Mills eq. Emploi									
résidu eq. Salaire implicite	-.0613045	.0350309	0.080	-.5000082	.0347574	0.000			
salaire implicite par tête (log)	-.7312426	.0365222	0.000						
Age									
Age (centré réduit)	-.0409331	.0067396	0.000	-.0958225	.0360657	0.008	.3886888	.0809628	0.000
Age (centré réduit) au carré							-.3323249	.0259317	0.000
Age (centré réduit) au cube							.1572049	.0229841	0.000
entre 18 et 24 ans				-.0337603	.0299043	0.259			
Expérience									
Expérience totale (centrée réduite)				.1015967	.0147498	0.000			
Expérience totale (centrée réduite) au carré				-.0551041	.0116336	0.000			
Expérience totale (centrée réduite) au cube				.0298124	.0052906	0.000			
Catégorie socio-professionnelle									
Artisan,commerçant,agriculteur				.1543067	.0339773	0.000			
Cadre, ingénieur, chef d'une grande entreprise				.3271368	.0209157	0.000			
Professeur				.1887464	.027178	0.000			
Instituteur				.3371522	.0279083	0.000			
Profession intermédiaire				.1990438	.0123558	0.000			
Ouvrier qualifié				-.0181806	.0190706	0.340			
Ouvrier non qualifié				-.0089977	.0309506	0.771			
Employé et autres				Référence					
Taille de la commune									
Commune rurale	Référence			Référence			Référence		
moins de 20000 habitants	-.0500954	.0210271	0.017	-.0705453	.0231672	0.002	.2910941	.0869844	0.001
20000 à 100000 habitants	-.0549657	.019978	0.006	-.0299335	.0183097	0.102	.1405345	.0813626	0.084
plus de 100000 habitants hors Paris	-.0534663	.0195075	0.006	-.0100146	.0157062	0.524	.0735998	.0708447	0.299
Agglomération parisienne	-.1310075	.0205266	0.000	.1607132	.017171	0.000	.0323117	.0793488	0.684
Niveau d'études									
Primaire	Référence			Référence			Référence		
Secondaire	-.2167076	.0237815	0.000	.1102062	.0396206	0.005	.3262921	.0810189	0.000
Professionnel court	-.1057414	.0219484	0.000	.131098	.0364782	0.000	.3815807	.0753746	0.000
Professionnel long	-.1508177	.0259301	0.000	.1551656	.0398939	0.000	1.075742	.1186081	0.000
Supérieur 1er et 2ème cycles	-.1710514	.024643	0.000	.2461731	.0380913	0.000	1.00791	.0916457	0.000
Supérieur 3ème cycle	-.2661543	.0307684	0.000	.3675955	.0448274	0.000	1.044696	.137235	0.000
Niveau d'études * Age									
Secondaire * Age				.0299831	.0412359	0.467	-.7769813	.0822381	0.000
Professionnel court * Age				.0163638	.0374683	0.662	-.7808064	.0725433	0.000
Professionnel long * Age				.1501382	.0428401	0.000	-.1432481	.1088418	0.000
Supérieur 1er et 2ème cycles * Age				.0216008	.0378225	0.568	-.3393443	.087584	0.000
Supérieur 3ème cycle * Age				.1611506	.0431867	0.000	-.6407977	.1351803	0.000
Statut									
Etat				.0951386	.0218556	0.000			
Collectivité locale				.0802691	.0221499	0.000			
Entreprise publique				.0831177	.0280022	0.003			
Privé et autres				Référence					
Nombre de salariés dans l'entreprise									
petite entreprise:<10				-.1099278	.0240886	0.000			
moyenne entreprise:10-49				-.0263591	.0221725	0.235			
grande entreprise:50-99				-.0198009	.0243279	0.416			
tres grande entreprise:>100				.0316542	.0198238	0.110			
Sans objet ou non déclaré				Référence					
Handicap									
Handicap grave							-.1445656	.1625563	0.000
Gêne dans ses activités							.6958683	.0341748	0.000
Nombre d'enfants									
moins de 3 ans	-.0761368	.0191571	0.000				-.1095077	.0910232	0.000
entre 3 et 6 ans	.0132253	.0208004	0.525				-.1067392	.0656534	0.000
plus de 6 ans	-.0343787	.0089856	0.000				-.4607322	.0535944	0.000
entre 6 et 10 ans							-.0580894	.0268703	0.031
tous				-.1940565	.0073037	0.000			
Profession des parents									
Père : Intermediaire, technicien							.292914	.0783082	0.000
Père : Employé							.2157194	.0689529	0.002
Mère : Employé							.5692003	.0650735	0.000
Incitations financières									
Log(Rdmi/RD0) *							.7053643	.0879933	0.000
Constante	-.1855109	.1323164	0.161	3.453876	.0472161	0.000	-.1464931	.1369329	0.000
N. obs = 4528				N. obs = 4986			N. obs = 6400		
F(16, 4511) = 200.79				F(35, 4950) = 574.91			W chi2(27) = 1593.11		
Prob > F = 0.0000				Prob > F = 0.0000			P>chi2 = 0.0000		
Rsqquared = 0.5241				Rsqquared = 0.6087			PseudoR2 = 0.3380		
Root MSE = .29534				Root MSE = .3226					

* logarithme du rapport entre le revenu disponible d'une activité à mi-temps et le revenu disponible d'inactivité, en supposant que l'individu travaillait à mi-temps dans le passé

et Killingworth (1983) pour des survols). On notera en particulier la similitude de nos estimations d'élasticité avec celles de Ashworth et Ulph (1981) qui utilisent également des préférences CES. Le comportement explicatif des autres variables est également assez conforme à l'intuition. Pour les hommes comme pour les femmes, on trouve que le niveau d'études et l'âge réduisent le taux marginal de substitution du loisir à la consommation (qui peut s'interpréter comme la disposition marginale à payer pour le loisir). En clair, plus les individus sont éduqués et âgés, plus ils sont disposés à travailler pour un salaire horaire donné. On remarque également une légère différence entre les hommes et les femmes en ce qui concerne l'impact de la taille de la commune de résidence sur la prédisposition au travail. Chez les hommes, le fait d'habiter dans une commune non-rurale de province réduit la disposition à travailler. Seul l'habitat en région parisienne stimule cette disposition. Chez les femmes, en revanche, l'habitat dans n'importe quelle commune non-rurale exerce un effet positif sur la disposition au travail. On remarque également un effet positif des enfants sur la disposition au travail et ce, tant chez les hommes que chez les femmes célibataires. Le seul fait légèrement surprenant que révèlent les tableaux 2 et 3 réside dans l'influence apparemment négative et significative de l'âge sur le salaire implicite par tête. Si le salaire implicite par tête pouvait être assimilé au salaire horaire brut, ce résultat serait gênant car il suggérerait une influence négative de l'expérience sur la valeur de la productivité du travail. Mais si l'on garde à l'esprit le fait que le salaire implicite par tête mesure l'impact pécunier d'une décision marginale permanente d'accroissement de l'effort de travail d'une manière qui intègre l'ensemble des transferts et des impôts payés, on peut interpréter ce signe négatif comme reflétant le fait que l'âge réduit les transferts reçus, et augmente les impôts payés à un salaire brut donné.

3. Simulation de la réforme

3.1. Méthodologie

La réforme proposée consiste essentiellement à permettre inconditionnellement à tout individu d'ajouter 60 % de ses revenus bruts d'activité au montant mensuel théorique du RMI pour autant que la totalité du revenu reçu (60 % des revenus d'activité plus le RMI) n'excède pas un certain seuil (correspondant à peu près au niveau mensuel du salaire minimum associé à un emploi exercé à plein temps). Les modalités précises et les justifications de cette réforme, qui a fait l'objet d'une étude approfondie pour le compte du Commissariat général du plan, sont détaillées en particulier dans Gravel et al. (2001) (où elle correspond à la réforme

de référence). Dans son esprit, mais pas tout à fait dans sa lettre,¹¹ cette réforme est analogue à la proposition d'ACR de Roger Godino (voir Castel et al. (1999)).

Nous avons évalué les conséquences de cette réforme en imputant aux individus de l'échantillon des réactions, en termes de statut d'emploi et de nombre d'heures désirées de travail, basées sur la valeur estimée des paramètres des équations (9) et (11). Nous avons considéré à cette fin la réaction qu'auraient eu ces individus à la mise en place de la réforme au 1er janvier 1994. De manière plus précise, nous avons procédé comme suit.

Lorsqu'un individu était observé employé avant la réforme, nous avons fait l'hypothèse que cette situation perdurerait après la réforme. En effet, cette réforme étant sans effet sur le revenu disponible que percevrait l'individu en cas de non-travail, elle n'a aucune raison de faire cesser le travail aux individus employés. En revanche, la mise en place de la réforme est susceptible d'amener un individu employé à modifier – typiquement à la baisse – le nombre d'heures qu'il désire travailler. Pour calculer la réaction d'un individu employé, en janvier 1994, à la réforme, nous avons déterminé le nombre d'heures mensuelles travaillées qui donnent à cet individu le maximum d'utilité, compte tenu des paramètres estimés de sa fonction d'utilité (ρ et α), et en calculant sa consommation mensuelle d'après la formule (15). Pour effectuer cette maximisation, nous avons fait varier discrètement le nombre d'heures travaillées (entre 0 et 500 par mois de manière uniforme pour chacun des 12 mois de 1994) de l'individu, en calculant les transferts et les impôts d'après les règles en vigueur (les fonctions $G_t(\cdot)$ approximées dans la formule (15)) et ce, tant avant qu'après la réforme. Il peut arriver que la quantité de travail qui maximise l'utilité d'un individu avant la réforme d'après cette méthode diffère significativement du nombre d'heures effectivement observé chez cet individu en janvier 1994. De fait, nos estimations nous ont conduits dans ce cas de figure à environ 7 % des individus employés de chaque sexe. Il aurait été envisageable de contraindre les résidus de façon à imposer au choix d'heures d'être associé à un maximum global de l'utilité comme cela est fait couramment lorsque des contraintes budgétaires sont moins complexes (voir par exemple Hausman (1985)). La complexité des fonctions $G_t(\cdot)$ ici nous a prémunis contre la tentation de recourir à de tels procédés. Le nombre de ces individus « pathologiques » n'étant, au total, pas très élevé, il nous a semblé préférable de ré-estimer le premier bloc des équations (9)-(11) en excluant les individus qui étaient initialement observés travailler un nombre d'heures différents de celui qui maximise leur utilité estimée. Ce sont, du reste, ces résultats qui apparaissent dans les tableaux 2 et 3.

Pour un individu observé sans travail en janvier 1994, on a estimé l'impact qu'aurait la réforme sur la probabilité de travailler, *via* la modification de la com-

11. Voir, pour une discussion des différences, Gravel et al. (2001) (p. 132-133).

posante RD_i de l'équation (11) (les autres variables de l'équation restant inchangées). Puisque la réforme augmente la valeur de RD_i , elle augmentera la probabilité d'emploi de l'individu (les valeurs estimées des paramètres β^{eR} de l'équation (11) sont positifs). Notons e^0 et e^1 les valeurs prises par le statut d'emploi de l'individu respectivement avant et après la réforme ($e^j = 0$ si l'individu ne travaille pas et $e^j = 1$ s'il travaille pour $j = 0, 1$). Comme nous venons de le voir, nous admettons que la probabilité qu'un individu employé avant la réforme continue à l'être après la réforme est de 1. Formellement

$$prob(e^1 = 1 \mid e^0 = 1) = 1$$

où $prob(. \mid .)$ désigne la probabilité conditionnelle. En appliquant ensuite la règle de Bayes, on en déduit immédiatement que la probabilité qu'a un individu qui ne travaillait pas avant la réforme de travailler après la réforme est donnée par l'expression

$$prob(e^1 = 1 \mid e^0 = 0) = 1 - \frac{prob(e^1 = 0)}{prob(e^0 = 0)}$$

avec les probabilités de ne pas travailler après ($prob(e^1 = 0)$) et avant ($prob(e^0 = 0)$) la réforme, estimées à partir de l'équation (11). Par exemple, suivant cette méthode, on supposera à 0,25 la probabilité qu'un individu observé sans travail avant la réforme (et dont la probabilité de l'être était estimée à 0,8) travaille après la réforme lorsque sa probabilité imputée d'être sans travail après la réforme est de 0,6. En terme de simulation, on traduira cette probabilité par le fait que 25 % des individus ayant les mêmes caractéristiques observables que l'individu se mettront à travailler. Afin de déterminer le nombre d'heures qu'ils choisiront de travailler, on cherchera le nombre d'heures qui maximise la valeur de la fonction d'utilité qui leur est imputée. La seule différence par rapport aux individus qui travaillaient avant la réforme tiendra au fait que, dans l'imputation d'une fonction d'utilité à ces individus, on supposera nul le terme d'erreur individuel ξ_i de l'équation (9) (lequel n'a pu être estimé que sur les individus observés actifs avant la réforme).

3.2. Résultats

Sur la base de cette méthodologie, nous pouvons obtenir les tableaux 4 et 5 qui présentent la réaction de l'échantillon à la réforme si celle-ci était mise en œuvre au mois de janvier 1994. La colonne marquée d'un point d'interrogation correspond aux individus « pathologiques » mentionnés plus haut.

La réforme examinée conduirait donc à un accroissement de la participation des femmes de l'ordre de 6,9 %, alors que la fraction des hommes remis au travail par cette réforme serait de 3,4 %. Il s'agit d'effets modestes, mais significatifs. Par ailleurs, la réforme conduirait également à une réduction des heures que désiraient travailler certains actifs. Dans la population active avant réforme, 9,5 %

Tableau 4 : Réaction des hommes à la réforme

heures par mois		Après réforme							distrib. margin.
		0	0-120	121-155	156-175	176-200	>200	?	total
Avant réforme	0	96.60%	2.85%	0.35%	0.07%	0.12%			100.00%
	0-120		100.00%						100.00%
	121-155			11.01%	84.45%			4.53%	100.00%
	156-175				0.20%	7.83%	81.29%		100.00%
	176-200					1.86%	87.83%		100.00%
	>200						1.97%	93.78%	100.00%
distrib. margin.		18.70%	7.40%	7.74%	35.92%	12.52%	10.86%	6.86%	100.00%

Tableau 5 : Réaction des femmes à la réforme

heures par mois		Après réforme							distrib. margin.
		0	0-120	121-155	156-175	176-200	>200	?	total
Avant réforme	0	93.14%	5.73%	1.12%	0.00%	0.02%			100.00%
	0-120		78.31%					21.69%	100.00%
	121-155			22.48%	67.06%			10.47%	100.00%
	156-175				2.88%	12.11%	75.90%	9.11%	100.00%
	176-200					9.23%	2.24%	88.53%	100.00%
	>200							96.40%	100.00%
distrib. margin.		20.22%	12.50%	12.61%	34.14%	8.95%	4.20%	7.37%	100.00%

des hommes et 15,6 % des femmes réduisent leur offre de travail. Globalement, compte tenu du nombre d'individus considérés dans les différentes catégories, l'ampleur des effets désincitatifs de la réforme (réduction du nombre d'heures de travail des individus employés) serait supérieure à celle de ses effets incitatifs (nombre d'heures de travail des individus initialement non employés). Selon nos estimations, l'effet *net* de la réforme résulterait en une *réduction* du nombre total d'heures travaillées que désirent travailler les célibataires (de l'ordre de 2,6 %) et de la masse salariale potentielle (de l'ordre de 1,7 %). Il faut en outre garder à l'esprit que cet effet de la réforme sur les heures travaillées est, selon les hypothèses sous lesquelles elle a été obtenue, purement notionnelle. Il n'y a donc aucune raison de penser qu'elle se serait entièrement matérialisée dans la réalité qui n'offre sans doute pas la flexibilité que suppose le modèle traditionnel de l'offre de travail. On trouvera d'autres commentaires de la signification de ces résultats pour la politique économique dans Gravel et al. (2001).

4. Conclusion

La méthodologie utilisée dans cet article pour étudier l'impact microéconomique de réformes du régime des minima sociaux représente, de notre point de vue, une amélioration par rapport aux études existantes sur le plan de la prise en compte des comportements d'offre de travail (rarement intégrés de manière complète dans les analyses de micro-simulation) et de l'intégration des décalages temporels qui, dans le monde réel, séparent les prestations de travail des paiements d'impôts et des perceptions de transferts.

Des faiblesses de l'analyse présentée dans cet article doivent évidemment être notées. Une première limite concerne le traitement insatisfaisant des non-convexités de la contrainte budgétaire intertemporelle et de la méthode d'imputation de la consommation aux individus. L'existence d'individus dont les choix de loisir et de consommation qui maximisent leur fonction d'utilité estimée ne coïncident pas avec les combinaisons observées est, à cet égard symptomatique. Mais il faut bien être conscient de la difficulté, compte tenu de la complexité des règles de calculs des transferts nets en vigueur en France ou ailleurs, qu'il peut y avoir d'intégrer l'ensemble de ces non-convexités d'une manière qui reste « gérable » en termes de temps de calcul. La procédure mobilisée dans cet article, si elle n'est pas parfaite, est à tout le moins relativement « simple » d'application (dès lors qu'on dispose d'un modèle performant de micro-simulation comme SIMPTOM). En particulier, elle ne requiert qu'une économétrie classique qui peut être conduite avec des logiciels « clés en main ».

On peut également, après bien d'autres, questionner l'emploi d'un modèle traditionnel continu d'offre de travail dans lequel les individus employés sont supposés avoir choisi leur nombre d'heures de travail parmi un continuum d'options possibles. Il demeure que le résultat qualitatif obtenu ici concernant les effets probables négatifs d'une ACR sur le nombre d'heures travaillées est également obtenu par (Laroque et Salanié (2000a)) dans un monde où l'éventail de choix des individus est limitée au tryptique : non-travail-travail à temps partiel-travail à temps plein. A l'évidence, la réalité du marché du travail français offre un éventail de choix d'emplois qui, s'il n'est pas aussi diversifié que le continuum considéré ici, l'est certainement davantage que le tryptique non-travail, travail à temps partiel fixé à 25 heures/semaines et travail à temps plein fixé à 39 heures de Laroque et Salanié (2000a). Le fait que des résultats qualitativement analogues soient obtenus dans deux approches extrêmes nous rend raisonnablement confiants en la robustesse du phénomène mesuré dans cet article.

Annexes

Tableau 6 : *Statistiques descriptives*

	Hommes						Femmes					
	employé		sans emploi		total		employé		sans emploi		total	
Expérience totale												
Aucune	0	(0.0%)	36	(4.8%)	36	(0.9%)	0	(0.0%)	108	(8.5%)	108	(1.7%)
1 mois - 6 mois	12	(0.4%)	8	(1.1%)	20	(0.5%)	14	(0.3%)	14	(1.1%)	28	(0.4%)
6 mois - 2 ans	129	(3.8%)	12	(1.6%)	141	(3.4%)	75	(1.5%)	119	(9.3%)	194	(3.0%)
2 ans - 5 ans	356	(10.5%)	122	(16.2%)	478	(11.5%)	406	(7.9%)	242	(18.9%)	648	(10.1%)
5 ans - 10 ans	611	(18.0%)	122	(16.2%)	733	(17.7%)	1038	(20.2%)	241	(18.9%)	1279	(20.0%)
plus de 10 ans	2280	(67.3%)	452	(60.1%)	2732	(66.0%)	3597	(70.1%)	554	(43.3%)	4151	(64.8%)
total	3388	(100.0%)	752	(100.0%)	4140	(100.0%)	5130	(100.0%)	1278	(100.0%)	6408	(100.0%)
Type de contrat de travail (en janvier)												
T. Partiel < 15h/semaine	39	(1.2%)			39	(0.9%)	101	(2.0%)			101	(1.6%)
T. Partiel > 15h/semaine	119	(3.5%)			119	(2.9%)	684	(13.3%)			684	(10.7%)
T. Plein	3049	(90.0%)			3049	(73.6%)	4193	(81.7%)			4193	(65.4%)
Activité secondaire seule	75	(2.2%)			75	(1.8%)	17	(0.3%)			17	(0.3%)
T. Partiel < 15h/semaine + secondaire	14	(0.4%)			14	(0.3%)	24	(0.5%)			24	(0.4%)
T. Partiel > 15h/semaine + secondaire	12	(0.4%)			12	(0.3%)	24	(0.5%)			24	(0.4%)
T. Plein + secondaire	80	(2.4%)			80	(1.9%)	87	(1.7%)			87	(1.4%)
inactif			752	(100.0%)	752	(18.2%)			1278	(100.0%)	1278	(19.9%)
total	3388	(100.0%)	752	(100.0%)	4140	(100.0%)	5130	(100.0%)	1278	(100.0%)	6408	(100.0%)
Catégorie socio-professionnelle												
Artisan,commerçant,agriculteur	96	(2.8%)	49	0.06516	145	(3.5%)	10	(0.2%)	62	0.048513	72	(1.1%)
Cadre, ingénieur, chef grande entrep.	431	(12.7%)	36	(4.8%)	467	(11.3%)	474	(9.2%)	30	(2.3%)	504	(7.9%)
Professeur	121	(3.6%)	10	(1.3%)	131	(3.2%)	345	(6.7%)	3	(0.2%)	348	(5.4%)
Instituteur	114	(3.4%)	4	(0.5%)	118	(2.9%)	325	(6.3%)	16	(1.3%)	341	(5.3%)
Profession intermédiaire	786	(23.2%)	135	(18.0%)	921	(22.2%)	1122	(21.9%)	161	(12.6%)	1283	(20.0%)
Employé	623	(18.4%)	109	(14.5%)	732	(17.7%)	2459	(47.9%)	657	(51.4%)	3116	(48.6%)
Ouvrier qualifié	881	(26.0%)	249	(33.1%)	1130	(27.3%)	156	(3.0%)	48	(3.8%)	204	(3.2%)
Ouvrier non qualifié	324	(9.6%)	136	(18.1%)	460	(11.1%)	239	(4.7%)	193	(15.1%)	432	(6.7%)
Non défini	12	(0.4%)	24	(3.2%)	36	(0.9%)	0	(0.0%)	108	(8.5%)	108	(1.7%)
Total	3388	(100.0%)	752	(100.0%)	4140	(100.0%)	5130	(100.0%)	1278	(100.0%)	6408	(100.0%)
Statut de l'entreprise												
Etat	545	(16.1%)	23	(3.1%)	568	(13.7%)	1318	(25.2%)	53	(4.5%)	1371	(21.4%)
Collectivité locale	228	(6.7%)	37	(4.9%)	265	(6.4%)	829	(15.8%)	177	(15.1%)	1006	(15.7%)
Entreprise publique	246	(7.3%)	6	(0.8%)	252	(6.1%)	293	(5.6%)	43	(3.7%)	336	(5.2%)
Entreprise privée	2242	(66.2%)	597	(79.4%)	2839	(68.6%)	2690	(51.4%)	825	(70.5%)	3515	(54.9%)
Autre	113	(3.3%)	55	(7.3%)	168	(4.1%)	0	(0.0%)	72	(6.2%)	72	(1.1%)
Non défini	14	(0.4%)	34	(4.5%)	48	(1.2%)	108	(2.1%)	0	(0.0%)	108	(1.7%)
Total	3388	(100.0%)	752	(100.0%)	4140	(100.0%)	5238	(100.0%)	1170	(100.0%)	6408	(100.0%)
Nb. de salariés dans l'entreprise												
petite entreprise:<10	525	(15.5%)	271	(36.0%)	796	(19.2%)	711	(13.9%)	391	(30.6%)	1102	(17.2%)
moyenne entreprise:10-49	615	(18.2%)	173	(23.0%)	788	(19.0%)	723	(14.1%)	272	(21.3%)	995	(15.5%)
grande entreprise:50-99	259	(7.6%)	29	(3.9%)	288	(7.0%)	346	(6.7%)	50	(3.9%)	396	(6.2%)
tres grande entreprise:>100	859	(25.4%)	133	(17.7%)	992	(24.0%)	960	(18.7%)	168	(13.1%)	1128	(17.6%)
Sans objet ou non déclaré	1130	(33.4%)	146	(19.4%)	1276	(30.8%)	2390	(46.6%)	397	(31.1%)	2787	(43.5%)
total	3388	(100.0%)	752	(100.0%)	4140	(100.0%)	5130	(100.0%)	1278	(100.0%)	6408	(100.0%)

NB: Concernant les sans-emploi, mise à part l'expérience totale, les différentes variables ont été construites à partir des informations renseignant le dernier emploi occupé ou l'emploi éventuellement trouvé par la suite.

Tableau 7 : Équations de salaire et d'emploi des hommes

	Salaire brut (log)				Emploi			
	Coef.	Std. Err.	t	P> t	Coef.	Std. Err.	z	P> z
Age								
Age (centré réduit)	-.2237861	.0283273	-7.900	0.000	-.6751876	.1066721	-6.330	0.000
Age (centré réduit) au carré	-.048003	.011209	-4.283	0.000	-.2309887	.0346488	-6.667	0.000
Age (centré réduit) au cube	.0168618	.0048698	3.463	0.001	.3087208	.0313214	9.857	0.000
Expérience								
Expérience totale (centrée réduite)	.1560643	.0250691	6.225	0.000				
Expérience totale (centrée réduite) au carré	-.048003	.011209	-4.283	0.000				
Expérience totale (centrée réduite) au cube	.0168618	.0048698	3.463	0.001				
Catégorie socio-professionnelle								
Artisan,commercant,agriculteur	.3122272	.0446197	6.998	0.000	-.4943766	.1517818	-3.257	0.001
Cadre, ingénieur, chef d'une grande entreprise	.6016014	.0302232	19.905	0.000	.1740088	.1375493	1.265	0.206
Professeur	.3225073	.0449774	7.170	0.000	.0541902	.198706	0.273	0.785
Instituteur	.6658235	.0432856	15.382	0.000	.7460519	.2310779	3.229	0.001
Profession intermédiaire	.2488494	.0216373	11.501	0.000	.1050545	.0896796	1.171	0.241
Ouvrier qualifié	.0560981	.0215856	2.599	0.009	-.1702465	.0826809	-2.059	0.039
Ouvrier non qualifié	-.1176768	.0274831	-4.282	0.000	-.2498996	.1025457	-2.437	0.015
Employé et autres	Référence				Référence			
Taille de la commune								
Commune rurale	Référence				Référence			
moins de 20000 habitants	-.0436419	.0250717	-1.741	0.082	-.0730877	.1248103	-0.586	0.558
20000 à 100000 habitants	.0136356	.0235176	0.580	0.562	-.2851799	.1135028	-2.513	0.012
plus de 100000 habitants hors Paris	.0887765	.0213179	4.164	0.000	-.6268342	.108103	-5.798	0.000
Agglomération parisienne	.1628973	.0223865	7.277	0.000	-.4657138	.1119037	-4.162	0.000
Niveau d'études								
Primaire	Référence				Référence			
Secondaire	.1349211	.0348329	3.873	0.000	-.1621647	.1184916	-1.369	0.171
Professionnel court	.0670462	.0304214	2.204	0.028	.4567794	.1019225	4.482	0.000
Professionnel long	.1201307	.0417741	2.876	0.004	.157886	.1993571	7.920	0.000
Supérieur 1er et 2ème cycles	.0271057	.0391669	0.692	0.489	.1220813	.1313384	0.930	0.353
Supérieur 3ème cycle	.1254623	.0474627	2.643	0.008	.4473871	.2097466	2.133	0.033
Niveau d'études * Age								
Secondaire * Age	.2036755	.0342081	5.954	0.000	.1440261	.1175527	1.225	0.220
Professionnel court * Age	.1915371	.0297135	6.446	0.000	.0211365	.092976	0.227	0.820
Professionnel long * Age	.1356079	.040887	3.317	0.001	.8522686	.1462199	5.829	0.000
Supérieur 1er et 2ème cycles * Age	.1027225	.0340109	3.020	0.003	.0019857	.1091738	0.018	0.985
Supérieur 3ème cycle * Age	.1235159	.0371062	3.329	0.001	.4648174	.1855786	2.505	0.012
Statut								
Etat	-.0035594	.02597	-0.137	0.891				
Collectivité locale	-.0733529	.0297001	-2.470	0.014				
Entreprise publique	-.0977971	.0308286	-3.172	0.002				
Privé et autres	Référence							
Nombre de salariés dans l'entreprise								
petite entreprise:<10	-.3528566	.0264554	-13.338	0.000				
moyenne entreprise:10-49	-.2806009	.0251269	-11.167	0.000				
grande entreprise:50-99	-.1821185	.0297146	-6.129	0.000				
tres grande entreprise:>100	-.0836885	.022328	-3.748	0.000				
Sans objet ou non déclaré	Référence							
Handicap								
Handicap grave					-.3247726	.1343286	-2.418	0.016
Gêne dans ses activités					.4737728	.0378651	12.512	0.000
Nombre d'enfants								
moins de 6 ans					-.5436382	.3014192	-1.804	0.071
plus de 6 ans					.3270893	.077784	4.205	0.000
Profession des parents								
Père : Agriculteur					.4815018	.1660013	2.901	0.004
Père : Indépendant					.4963993	.0846476	5.864	0.000
Père : Ouvrier spécialisé					.2530385	.0930567	2.719	0.007
Mère : Agriculteur					-.2520442	.1915697	-1.316	0.188
Mère : Indépendant					.0770942	.1244404	0.620	0.536
Mère : Cadre					1.465356	.2342365	6.256	0.000
Mère : Prof. intermédiaire, technicien					.4223081	.1259904	3.352	0.001
Mère : Ouvrier spécialisé					.3291334	.162502	2.025	0.043
Mère : non déclaré					-.4707976	.1039321	-4.530	0.000
Revenu d'inactivité (log)								
Revenu d'inactivité par tête					7.779763	3.595328	2.164	0.030
Revenu d'inactivité par tête au carré					-.4669755	.1743046	-2.679	0.007
Constante								
	3.837926	.0458199	83.761	0.000	-.30.53616	.18.51122	-1.650	0.099
/athrho					-.1.291365	.0913821	-14.131	0.000
/lnsigma					-.9490066	.0152022	-62.426	0.000
rho					-.8594836	.023877		
sigma					.3871254	.0058851		
lambda					-.3327279	.0128663		

Number of obs = 4093 LR test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 98.12 Prob > chi2 = 0.0000
Censored obs = 752
Uncensored obs = 3341
Wald chi2(33) = 2495.13
Prob > chi2 = 0.0000
Log likelihood = -2498.272

Tableau 8 : Équations de salaire et d'emploi des femmes

	Salaire brut (log)				Emploi (sélection)			
	Coef.	Std. Err.	t	P> t	Coef.	Std. Err.	z	P> z
Age								
Age (centré réduit)	-.1064743	.0208645	-5.103	0.000	.3888562	.094546	4.113	0.000
Age (centré réduit) au carré	.0053914	.0063293	0.852	0.394	-.3171231	.0297105	-10.674	0.000
Age (centré réduit) au cube					.1302167	.0249131	5.227	0.000
Expérience								
Expérience totale (centrée réduite)	.1541499	.0127585	12.082	0.000				
Expérience totale (centrée réduite) au carré	-.0772436	.0093767	-8.238	0.000				
Expérience totale (centrée réduite) au cube	.0225455	.0046218	4.878	0.000				
Catégorie socio-professionnelle								
Artisan,commerçant,agriculteur	-.1459766	.103223	-1.414	0.157	-1.232103	.1945757	-6.332	0.000
Cadre, ingénieur, chef d'une grande entreprise	.3217049	.0182917	17.588	0.000	.2674264	.1225384	2.182	0.029
Professeur	.2054353	.0248784	8.258	0.000	1.436668	.271333	5.295	0.000
Instituteur	.3179478	.0219339	14.496	0.000	.7755927	.1579592	4.910	0.000
Profession intermédiaire	.2035905	.0127022	16.028	0.000	.1473407	.0683629	2.155	0.031
Ouvrier qualifié	-.1502761	.0259096	-5.800	0.000	.5750957	.1225742	4.692	0.000
Ouvrier non qualifié	-.1051961	.0223611	-4.704	0.000	-.2112995	.0812604	-2.600	0.009
Employé et autres	Référence				Référence			
Taille de la commune								
Commune rurale	Référence				Référence			
moins de 20000 habitants	.0237279	.0173475	1.368	0.171	.2955756	.089545	3.301	0.001
20000 à 100000 habitants	-.0008246	.0165226	-0.050	0.960	.2362398	.0886581	2.665	0.008
plus de 100000 habitants hors Paris	-.0063406	.0143868	-0.441	0.659	.0200469	.0747275	0.268	0.788
Agglomération parisienne	.1384435	.0158917	8.712	0.000	.1118448	.0830826	1.346	0.178
Niveau d'études								
Primaire	Référence				Référence			
Secondaire	.0910876	.0216806	4.201	0.000	.3313119	.0845855	3.917	0.000
Professionnel court	.0629262	.0210756	2.986	0.003	.4646846	.0810462	5.734	0.000
Professionnel long	.1485763	.0248801	5.972	0.000	1.059442	.123489	8.579	0.000
Supérieur 1er et 2ème cycles	.2892607	.0230073	12.573	0.000	1.151101	.104321	11.034	0.000
Supérieur 3ème cycle	.4657452	.0281198	16.563	0.000	.6938857	.1644365	4.220	0.000
Niveau d'études * Age								
Secondaire * Age	-.0075268	.0231872	-0.325	0.745	-.6371733	.0938261	-6.791	0.000
Professionnel court * Age	.0427935	.0209509	2.043	0.041	-.6197361	.0854214	-7.255	0.000
Professionnel long * Age	.0918792	.0250418	3.669	0.000	-1.139348	.1144552	-9.955	0.000
Supérieur 1er et 2ème cycles * Age	.0827989	.0215306	3.846	0.000	-.0495827	.1027578	-0.483	0.629
Supérieur 3ème cycle * Age	.1926029	.0244628	7.873	0.000	-.4017694	.1488864	-2.698	0.007
Statut								
Etat	.0456562	.017623	2.591	0.010				
Collectivité locale	.0026948	.0178045	0.151	0.880				
Entreprise publique	.1093432	.0229705	4.760	0.000				
Privé et autres	Référence							
Nombre de salariés dans l'entreprise								
petite entreprise:<10	-.2014187	.0194069	-10.379	0.000				
moyenne entreprise:10-49	-.0588868	.0185511	-3.174	0.002				
grande entreprise:50-99	-.009751	.0224806	-0.434	0.664				
tres grande entreprise:>100	.0252394	.0169642	1.488	0.137				
Sans objet ou non déclaré	Référence							
Handicap								
Handicap grave					-.6569937	.2233438	-2.942	0.003
Gène dans ses activités					.5820139	.0402454	14.462	0.000
Nombre d'enfants								
moins de 3 ans					17.55698	8.415763	2.086	0.037
entre 3 et 6 ans					-1.043462	.0680117	-15.342	0.000
entre 6 et 10 ans					-.2874165	.0579488	-4.960	0.000
plus de 10 ans					-.043158	.0289146	-1.493	0.136
Profession des parents								
Père : Intermediaire, technicien					.4794494	.0762445	6.288	0.000
Père : Employé					.3694582	.0841707	4.389	0.000
Mère : Employé					.5197871	.0663967	7.829	0.000
Revenu d'inactivité (log)								
Revenu d'inactivité par tête					9.055933	2.741975	3.303	0.001
Revenu d'inactivité par tête au carré					-.5026418	.1323986	-3.796	0.000
Revenu d'inactivité par tête * enf3					-1.732999	.7976896	-2.173	0.030
Constante	3.660641	.0291261	125.682	0.000	-40.86575	14.19656	-2.879	0.004
/athrho					-.2487692	.0774569	-3.212	0.001
/lnsigma					-1.205958	.0108676	-110.969	0.000
rho					-.2437614	.0728544		
sigma					.299405	.0032538		
lambda					-.0729834	.0221338		
LR test of indep. eqns. (rho = 0): chi2(1) = 9.45 Prob > chi2 = 0.0021								
Number of obs	=	6264						
Censored obs	=	1278						
Uncensored obs	=	4986						
Wald chi2(33)	=	4466.60						
Prob > chi2	=	0.0000						
Log likelihood	=	-3073.23						

Figure 5 : *Distribution du salaire pour les hommes inemployés (1994)*

Figure 6 : *Distribution du salaire pour les femmes inemployées (1994)*

Figure 7 : Modification du rapport du revenu d'activité à mi-temps au revenu d'inactivité pour les inemployés avant réforme (janvier 1994)

Figure 8 : Modification du rapport du revenu d'activité à mi-temps au revenu d'inactivité pour les employés avant réforme (janvier 1994)

Références

Arrufat, J. L. et A. Zabalza. 1983. "Efficiency and Equity Effects of Reforming the British System Direct Taxation : A utility-based simulation methodology". LSE, *Center for Labour Economics Discussion Paper* no. 175.

Arrufat, J. L. et A. Zabalza. 1986. "Female Labor Supply with Taxation, Random Preferences and Optimization Errors". *Econometrica* 54, 47–63.

Ashworth, J. S. et D. T. Ulph. 1981. "Endogeneity I : Estimating Labour Supply with Piecewise Linear Budget Constraints". In C. V. Brown (Ed.), *Taxation and Labour Supply*, pp. 53–68. London : Allen and Unwin.

Atkinson, A. B., M. A. King, et H. Sutherland. 1983. "The Analysis of Taxation". LSE *Taxation and Incentives* discussion paper 51.

Atkinson, A. B. et H. Sutherland. 1983. "Analysis of Reform of the Tax-Benefit System". LSE *Taxation and Incentives* discussion paper 45.

Becker, G. 1965. "A Theory of the Allocation of Time". *Economic Journal* 75, 493–517.

Blundell, R. 1993. « Offre de travail et fiscalité : une revue de la littérature ». *Économie et prévision* 108, 1–18.

Blundell, R. et T. Macurdy. 2000. "Labor Supply : A Review of Alternative Approaches". In O. Ashenfelter et D. Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3. Elsevier.

Blundell, R., C. Meghir, E. Symons, et I. Walker. 1986. "A Labour Supply Model for the Simulation of Tax and Benefit Reforms". In R. Blundell et I. Walker (Eds.), *Unemployment, Search and Labour Supply*, pp. 267–293. Cambridge University Press.

Blundell, R., C. Meghir, E. Symons, et I. Walker. 1988. "Labour Supply Specification and the Evaluation of Tax Reforms". *Journal of Public Economics* 36, 23–52.

Bourguignon, F. et P. A. Chiappori. 1998. « Fiscalité et redistribution ». *Revue Française d'Économie* 13, 3–64.

Castel, R., R. Godino, M. Jalmain, et T. Piketty. 1999. « Pour une réforme du RMI ». Notes de la fondation Saint-Simon.

Chiappori, P. A. 1988. "Collective Models of Household Behavior : An Introduction". *Econometrica* 56, 63–90.

Chiappori, P. A. 1992. "Collective Labor Supply and Welfare". *Journal of Political Economy* 105, 191–209.

Fleurbaey, M., C. Hagneré, et A. Trannoy. 2002. « Mesure des effets redistributifs d'une réforme des minima sociaux à l'aide d'un nouveau critère de dominance ». *Revue Économique* 53, 1205–1234.

Fortin, B. et M. Truchon. 1993. "On Reforming Welfare Systems". *Journal of Public Economics* 51, pp. 119–151.

Gravel, N., C. Hagneré, N. Picard, et A. Trannoy. 2001. « Une évaluation de l'impact incitatif et redistributif d'une réforme des minima sociaux ». *Revue Française d'Économie* 16, 125–168.

Hagneré, C. 2001. « SIMPTOM : Un modèle de micro-simulation avec information temporelle ». mimeo, THEMA, université de Cergy-Pontoise.

Hausman, J. A. 1985. "The Econometrics of Nonlinear Budget Sets". *Econometrica* 53, 1255–1282.

Hausman, J. A. et W. E. Taylor. 1981. "Panel Data and Unobservable Individual Effects". *Econometrica* 49, 1377–1398.

Heckman, J. J. 1979. "Sample Selection Bias as a Specification Error". *Econometrica* 47.

Killingworth, M. R. 1983. *Labor Supply*. Cambridge, UK : Cambridge University Press.

Laroque, G. et B. Salanié. 1999. « Prélèvements et transferts sociaux : une analyse descriptive des incitations financières au travail ». *Économie et Statistique* 328, 3–19.

Laroque, G. et B. Salanié. 2000a. « Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi ». mimeo, INSEE.

Laroque, G. et B. Salanié. 2000b. « Une décomposition du non-emploi en France ». *Économie et Statistique* 331, 47–66.

Macurdy, T. E. 1981. "An Empirical Model of Labor Supply in a Life-cycle Setting". *Journal of Political Economy* 89, 1059–1055.

Piketty, T. 1998. « L'Impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels : une estimation pour le cas Français ». *Économie et Prévision* 132.

Spadaro, A. 1998. "The Optimality of European Tax-Benefit Structures : A Behavioural Micro-simulation Approach". Paper presented at the conference "Micro-simulation in the new Millenium : Challenges and Innovations" held in Cambridge, UK, 1998.

Stern, N. 1987. "On the Specification of Labor Supply Functions". In O. Ashenfelter et R. Layard (Eds.), *Handbook of Labor Economics, Vol I*, pp. 671–693. Amsterdam : North Holland Publishing Company.

Zabalza, A. 1983. "The CES Utility Function, Non-Linear Budget Constraints and Labour Supply". *Economic Journal* 93, 312–330.