La prime pour l'emploi est-elle optimale ?

Cyrille Hagneré, Nathalie Picard, Alain Trannoy et Karine Van der Straeten

Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/417>

DOI : 10.4000/economiepublique.417

ISSN : 1778-7440

Éditeur

IDEP - Institut d'économie publique

Édition imprimée

Date de publication : 15 juillet 2003

ISBN : 2-8041-3944-1

ISSN : 1373-8496

Référence électronique

Cyrille Hagneré, Nathalie Picard, Alain Trannoy et Karine Van der Straeten, « La prime pour l'emploi est-elle optimale ? », *Économie publique/Public economics* [En ligne], 11 | 2002/2, mis en ligne le 02 janvier 2006, consulté le 12 septembre 2020. URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/417> ; DOI : <https://doi.org/10.4000/economiepublique.417>

économie publique public economics

Revue de l'**Institut d'Économie Publique**

Deux numéros par an

n° 11 – 2002/2

Pour toute information sur notre fonds et les nouveautés dans votre domaine de spécialisation, consultez notre site web: <http://www.deboeck.com>

© De Boeck & Larcier s.a., 2003
Éditions De Boeck Université
Rue des Minimes, 39 B-1000 Bruxelles

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 Belgique

D 2003/0074/252

ISSN 1373-8496
ISBN 2-8041-3944-1

économiepublique 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.

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

ISSN 1373-8496

Cyrille Hagneré*

OFCE et THEMA

Nathalie Picard**

THEMA, Université de Cergy-Pontoise

Alain Trannoy***

THEMA, Université de Cergy-Pontoise

Karine Van der Straeten

CNRS, Laboratoire d'Économétrie de l'École Polytechnique

La prime pour l'emploi est-elle optimale ?

Résumé

L'existence de taux marginaux d'imposition de 100% pour les Smicards à temps partiel (dans une optique de long terme) n'a pas été remise en cause par la création de la prime pour l'emploi. Dans le cadre d'un modèle de taxation optimal avec réponse intensive de l'offre de travail comme chez Mirrless, il est difficile de démontrer le caractère non-optimal de tels taux. Nous réexaminons cette question dans le cadre d'un modèle d'offre de travail extensif : les individus acceptent ou refusent les offres d'emploi qui leur sont faites. Un modèle d'emploi est estimé sur l'échantillon de célibataires de l'enquête « Budget des Familles 1994 ». Après avoir prédit l'impact des réformes engagées depuis 5 ans dans le soutien au revenu des travailleurs pauvres, nous déduisons des estimations économétriques les paramètres optimaux d'une aide aux travailleurs pauvres. Les résultats qui reposent entièrement sur la fiabilité des estimations économétriques tendent à montrer la non-optimalité de la prime pour l'emploi.

* c.hagnere@ofce.sciences-po.fr

** Nathalie.Picard@eco.u-cergy.fr

*** trannoy@u-cergy.fr

Summary

The French tax Credit – La Prime pour l'emploi – introduced in 2001 confirms the choice of 100% marginal tax rates for part-time working poors, an attribute of a tax and benefit system which can be supported by Mirrless' optimal tax model. We specify an optimal tax model by considering an extensive labor supply framework : the agents are essentially faced with the simple choice of whether or not to work. A participation model of bachelors is estimated using French Household survey data. The optimal negative income tax is characterized by marginal tax rates of 40% up to 0,4 minimum wage, when the income tax schedule is kept fixed.

J.E.L. : H21, H53, J22

Introduction

Depuis plusieurs années, par touches successives, le système d'aides aux bas revenus a été amendé (prime pour l'Emploi, réforme de l'IR, des aides au logement, du système de cumul du RMI et d'une activité rémunérée, de la taxe d'habitation). Malgré ces changements importants, dont on ne mesurera pleinement les effets qu'en 2003 avec la montée en charge progressive de la prime pour l'emploi, notre système d'aides aux bas revenus reste caractérisé par une propriété importante. À long terme, le taux marginal implicite effectif d'imposition pour un emploi à temps partiel rémunéré au SMIC reste égal à 100%. Le graphique qui retrace le domaine budgétaire d'un célibataire tel qu'il résultait du système fiscal-social prévalant avant l'ensemble de ces réformes et après est tout à fait explicite à cet égard (Cf Hagneré et Trannoy (2001)).

Il faut de plus noter que le seul instrument créé dans une vision d'aide à long terme, la prime pour l'emploi (PPE) – une sorte d'impôt négatif, même si le mot serait grossier à entendre certains –, confirme d'une manière éclatante ce choix. En effet, la PPE ne peut être perçue par un célibataire que dans une plage de revenus d'activité comprise entre 0,3 et 1,4 SMIC. Elle n'introduit donc aucun bonus à la reprise d'activité à temps très partiel et n'entraîne une augmentation du revenu disponible que si l'individu travaille plus de 51 heures par mois (s'il est rémunéré au SMIC). La prime est croissante jusqu'au SMIC puis décroissante ensuite. La Figure 2

Figure 1 : Ensemble budgétaire d'un célibataire percevant APL avant et après réforme Jospin

Figure 2 : Prime pour l'emploi

indique l'évolution de la prime pour l'emploi en fonction du revenu d'activité dans le cas type du célibataire¹.

¹ Le graphique correspond au barème de 2003, c.à.d. au régime de croisière de ce dispositif, qui monte en puissance sur une période de 3 ans et qui représente un triplement des montants alloués en 2001.

Le taux de taxation élevé des revenus de travailleurs pauvres ne cesse pas d'intriguer, tant les observateurs ont été nombreux, tout au long de ces années, à questionner la rationalité collective d'un tel choix, par exemple, en proposant une allocation compensatrice de revenu (ACR) (Cf Godino (1999)) qui permettrait d'aboutir à des taux marginaux d'imposition moins dissuasifs. La rationalité d'un tel choix peut être envisagée à partir de plusieurs points de vue, celui de l'économie politique correspondant, par exemple, aux questions suivantes : ce choix permet-il de maximiser les chances de réélection, ou bien représente-t-il un équilibre entre deux partis à la recherche des suffrages des électeurs ? Nous ne tentons pas ici de répondre à ces questions et nous adoptons un point de vue délibérément normatif en nous plaçant dans le cadre de la théorie de la taxation optimale. Est-il optimal en France, compte tenu de ce que nous savons de l'élasticité de l'offre de travail et de la distribution des revenus avant impôts, de retenir des taux marginaux très élevés en entrée de barème ? Le qualificatif « en France » est important tant les résultats de taxation optimale sont connus pour être sensibles au contexte. Nous sommes loin d'être les premiers à se poser cette question, qui a retenu l'attention de Piketty (1998), de Bourguignon et Bureau(1998), de Salanié (1998), de Bourguignon et Spadaro(2000)et enfin de d'Autume(2000). Tous ces auteurs se placent dans le cadre du modèle de Mirrlees (1971)et ils sont amenés à conclure que des taux marginaux élevés en entrée de barème semblent bien optimaux. D'une manière plus générale, toutes les simulations numériques réalisées à partir de valeurs données des élasticités d'offre de travail (voir pour une synthèse Tuomala (1990) et plus récemment Saez (2001) vont dans le même sens. Les schémas de redistribution revêtent la forme d'un revenu minimum qui est taxé à des taux très élevés.

Une particularité du modèle de taxation optimale à la Mirrless est de supposer que la réponse en terme d'offre de travail est de type « intensive »². Les individus réagissent ainsi lorsque, face à un changement du taux de taxe, ils décident de moduler leur effort de travail ou leur nombre d'heures de travail. Une autre type de réponse, appelée par opposition réponse de nature extensive, consiste à se retirer ou à entrer sur le marché du travail. La littérature empirique semble montrer que la réaction intensive est plutôt faible, alors que la réaction extensive est plus substantielle, particulièrement dans le bas de la distribution(voir Heckman (1993)). La présence de coûts fixes engendrés par le travail ou des contraintes propres à l'organisation de la production – les postes de travail supposent une présence minimale de la part de l'employé – sont de nature à expliquer une réaction plus extensive qu'intensive à une variation des taux de taxe. L'objet premier de cet article est de se demander si la propriété d'optimalité du matraquage fiscal dans le bas de la distribution des revenus est encore valide dans le cadre de ce modèle extensif d'offre de travail.

² Pour une estimation sur données françaises de cette réaction intensive, on pourra se reporter par exemple à Gravel et Alii (2000) et à Gravel et Alii (2001) pour une utilisation des valeurs obtenues à des fins de politique économique.

Diamond (1980) a consacré un article purement théorique à cette question, un article qui n'a peut-être pas eu l'audience qu'il méritait. Il spécifie le modèle de taxation optimale usuel en considérant une double hétérogénéité en productivité et en désutilité du travail. La durée du travail est identique pour tous les individus. La seule décision laissée à la discrétion des travailleurs est d'accepter ou non le travail. Il montre, en s'appuyant sur un exemple où la fonction d'utilité est de type Cobb-Douglas, que contrairement aux recommandations des modèles plus conventionnels, les schémas d'imposition optimaux peuvent être discontinus ou comporter une subvention à la reprise d'un emploi. En d'autres termes, une formule du type E.I.T.C, où le taux marginal d'imposition est négatif sur les bas revenus, peut devenir optimale pour une jeu de valeurs des paramètres. Saez (2002) Laroque et Choné (2001) et Laroque (2002) se placent également dans un contexte extensif et il est montré en particulier dans les deux dernières études que dans le cas où la fonction de bien-être est de type Rawlsienne, tout schéma de taxe croissant et non complètement spoliateur (le taux moyen d'imposition est inférieur à 1) peut apparaître comme optimal pour une certaine distribution du paramètre d'intérêt, la désutilité au travail. Ce résultat qui confirme celui obtenu par Diamond est d'importance. Il indique que le problème de taxation optimal dans une perspective de réaction extensive de l'offre de travail est essentiellement un problème de nature empirique. Seule la connaissance précise de l'offre de travail peut permettre de déduire la forme de l'impôt optimal.

À la lumière de ces résultats, notre ambition est donc d'alimenter en valeurs de paramètres un modèle de taxation optimale à la Diamond en procédant à une estimation simultanée de l'équation d'emploi et de l'équation de salaire en suivant la méthodologie classique à la Heckman. Ces équations sont estimées sur l'échantillon de célibataires de l'enquête « Budget des Familles » pour la vague 1994. Notre travail peut donc être catalogué de recherche en taxation optimale empirique. Il convient également d'ajouter que la complexité du barème actuel et les difficultés intrinsèques de l'optimisation conduisent à réduire la portée de l'exercice en se focalisant que sur une portion du barème, celle qui intéresse les titulaires des revenus les plus modestes. L'exercice d'optimisation a donc un caractère local. Le plan de l'article est le suivant. La deuxième section est consacrée à l'exposé du modèle de taxation optimale, la troisième à l'exposé de la méthodologie économétrique et des résultats de l'estimation de l'offre de travail. Dans une quatrième section, nous présentons un premier bilan de la réforme Jospin, en terme d'emploi, de coût et de bien-être. Enfin, la dernière section présente les réformes optimales en distinguant plusieurs variantes.

1. Le modèle de taxation optimale

1.1. Le comportement individuel : un modèle extensif d'offre de travail

Les résultats économétriques sont susceptibles de revêtir deux interprétations. Dans la première, qui constitue en quelque sorte l'interprétation canonique, le non-emploi prend son origine dans une décision de l'individu. Dans la seconde, d'autres éléments en dehors de la sphère de contrôle de l'individu sont susceptibles d'expliquer le non-emploi.

1.1.1. Modèle de participation non contrainte

Le modèle décrit les choix d'un individu³ générique noté $i = 1, \dots, N$. Le modèle est entièrement statique, de telle sorte que la consommation de l'individu est juste égale à son revenu disponible. Celui-ci, noté $RD_i^1(y_i, a_i; \theta)$ s'il travaille et $RD_i^0(a_i; \theta)$ sinon, dépend de son revenu d'activité y_i , de ses ressources a_i hors revenus d'activité et transferts publics (ces ressources sont supposées identiques en cas d'emploi ou de non-emploi et insensibles à toute réforme), ainsi que des transferts qui lui sont versés dans le cadre du système fiscal-social θ . Si $T_i^1(a_i, y_i; \theta)$ représente le montant net de transferts nets (RMI, PPE, allocations logement, impôt sur le revenu) versés par l'état à l'individu i dans le système fiscal-social θ considéré s'il travaille, et $T_i^0(a_i; \theta)$ sinon, le revenu disponible s'écrira :

$$RD_i^1(y_i, a_i; \theta) = y_i + a_i + T_i^1(a_i, y_i; \theta) \quad (1)$$

$$RD_i^0(a_i; \theta) = a_i + T_i^0(a_i; \theta) \quad (2)$$

On notera que les fonctions de revenus disponibles sont indicées car les formules de calcul des transferts peuvent dépendre de caractéristiques exogènes de l'individu comme l'âge (pour le RMI), son lieu de résidence (pour les allocations logement), etc... Nous nous plaçons dans un modèle de participation dans lequel chaque individu est caractérisé par l'offre qu'il reçoit et qui porte sur deux éléments :

- un taux de salaire horaire w_i (assimilable à sa productivité dans un modèle de concurrence pure et parfaite)
- un nombre annuel l_i d'heures de travail qu'il se voit offrir, s'il se présente sur le marché du travail.

Implicitement, cette offre définit un revenu d'activité mensuel y_i . L'individu n'a le choix que d'accepter ou de refuser cette offre. Le point important est qu'un contrat

³ L'individu est supposé célibataire sans enfants. L'introduction d'enfants ne poserait pas de difficultés particulières, mais le passage au ménage serait comme d'habitude plus délicat (participation conjointe de l'homme et de la femme).

de travail spécifie une certaine durée du travail et l'individu n'a pas la possibilité de la moduler. Si cette durée du travail est trop faible ou trop importante par rapport à ses souhaits, sa seule latitude est de refuser la proposition de contrat.

Le seul choix que réalise l'individu dans le cadre de ce modèle extensif d'offre de travail est d'accepter ou de refuser le travail qui lui est proposé. Son statut d'emploi est donc une variable binaire

$$L_i = \begin{cases} 1 & \text{s'il est employé} \\ 0 & \text{s'il est inemployé} \end{cases} \quad (3)$$

Nous observons à un moment donné le statut de l'individu. Nous désirons construire des préférences qui soient compatibles avec les choix observés. La fonction d'utilité qui préside à ce choix est une fonction de sa consommation et de son statut d'activité qui est de plus croissante et concave dans la première variable. Le modèle est compatible avec différentes hypothèses que l'on peut faire quant à l'utilité retirée du statut d'emploi relativement à celle d'être inemployé. Un individu travaille si et seulement si il accepte l'offre reçue. Il le fera si et seulement si son utilité liée à l'acceptation de cette offre est supérieure ou égale à celle associée à son refus. En notant $U_i(.,.)$ cette utilité et en utilisant la contrainte budgétaire, on peut écrire :

$$L_i = 1 \Leftrightarrow U_i(RD_i^1(y_i, a_i; \theta), L_i = 1) \geq U_i(RD_i^0(a_i; \theta), L_i = 0) \quad (4)$$

Nous supposons de plus que l'utilité de l'individu est additivement séparable en consommation et statut d'activité. En notant $c_i(.)$ le coût en termes d'utilité relatif au statut et en retenant l'hypothèse commode que l'utilité du revenu obéit à une forme logarithmique, l'expression précédente s'écrit :

$$L_i = 1 \Leftrightarrow \log(RD_i^1(a_i, y_i; \theta)) + c_i(L_i = 1) \geq \log(RD_i^0(a_i; \theta)) + c_i(L_i = 0) \quad (5)$$

ou encore en définissant c_i comme :

$$c_i = c_i(L_i = 0) - c_i(L_i = 1) \quad (6)$$

c'est-à-dire la différentielle de coût en terme d'utilité entre le non-emploi et l'emploi, on obtient :

$$L_i = 1 \Leftrightarrow \log(RD_i^1(a_i, y_i; \theta)) - \log(RD_i^0(a_i; \theta)) - c_i \geq 0 \quad (7)$$

Le modèle ne présuppose pas du signe de c_i qui, s'il est positif, s'interprète comme une désutilité du travail, alors qu'une valeur négative sera associée à une valorisation de l'intégration au monde du travail. Il vaut la peine de noter qu'un écart de ce coût différentiel de statut d'emploi entre deux individus ne reflète pas forcément des préférences différentes. Il peut provenir d'une différence dans les propositions

d'emploi en termes de durée du travail. En d'autres termes, une hétérogénéité des durées du travail peut provoquer une hétérogénéité des coûts différentiels. Par la suite, pour faire court, nous désignerons c comme la « désutilité relative du travail ».

On note $L_i^*(a_i, y_i, c_i; \theta)$ le statut d'emploi optimal pour l'individu i en fonction de ses caractéristiques exogènes (a_i, y_i, c_i) et du système θ considéré et $RD_i^*(a_i, y_i, c_i; \theta)$ le niveau de consommation de l'individu i lorsqu'il choisit le statut d'emploi optimal étant donnés ses caractéristiques et le système fiscal-social considéré.

Deux difficultés peuvent être anticipées pour l'analyse économétrique, dont le but est de produire pour chaque individu un revenu potentiel d'activité y_i et une désutilité relative au travail c_i . La première difficulté est tout à fait classique et provient du fait que l'on n'observe le revenu d'activité que pour les personnes qui travaillent effectivement. La seconde, plus sérieuse, tient au fait que le second paramètre d'hétérogénéité, la désutilité relative du travail, n'est pas observable du tout. L'économétrie permettra de résoudre ces deux difficultés en considérant (y_i, c_i) comme des variables aléatoires dont on peut exprimer la loi conditionnelle en fonction des caractéristiques individuelles et du statut d'emploi.

1.1.2. Possibilité de non emploi involontaire : participation contrainte

Dans le paragraphe précédent, nous avons supposé que le non emploi ne pouvait résulter que d'une décision individuelle. Or, dans la pratique, certains individus peuvent se retrouver sans emploi alors qu'ils souhaiteraient travailler, tous simplement parce qu'ils n'ont pas reçu d'offre. Nous conservons les notations et la terminologie de la section précédente, même si l'interprétation en est différente. L'arbre de décision est maintenant le suivant. Au point de départ, un individu est décrit par un revenu potentiel y_i . Une offre de travail lui est proposée ou pas. Dans le cas où elle lui est proposée, il l'accepte ou pas. Les données ne nous permettent pas de trancher entre le cas où l'individu a reçu une offre et ne l'a pas accepté et le cas où il n'a pas reçu d'offre. Avec cet arbre en tête, l'équation (7) peut également être envisagée comme une équation d'emploi en forme réduite mélangeant les deux causes de non emploi. Le terme c_i ne pourra alors plus être interprété strictement comme une désutilité relative au travail, puisqu'il incorpore aussi des dysfonctionnements du marché du travail (chômage frictionnel, keynesien ou classique). c_i résulte à la fois de la désutilité du travail et de facteurs de demande de travail (employabilité de l'individu, pénibilité du travail proposé en cas d'offre, chance sur le marché du travail,...). Une grande valeur de c_i pourra donc correspondre soit à une grande préférence pour le loisir, soit à des conditions défavorables pour l'individu sur le marché du travail, soit à un manque de chance. Pour une personne sans emploi, les données ne nous permettent pas d'observer si ce statut résulte d'un refus de la proposition reçue ou d'une absence de proposition. Pour une tentative de décomposition, on se reportera à Laroque et Salanié (2000).

Cette seconde interprétation de l'équation (7) offre l'avantage d'être plus réaliste que la première, mais souffre d'un inconvénient non négligeable : en s'éloignant du modèle micro-économique de choix individuel, elle limitera les possibilités d'analyse normative (Cf. paragraphe 1.3). Nous discuterons de la plausibilité des deux interprétations envisagées au regard de la répartition des valeurs estimées du paramètre c_i .

1.2. L'ensemble des possibles pour l'État

Notons θ^{95} le système en vigueur en 1995, θ^J le système correspondant à la réforme Jospin et faisons varier θ dans un ensemble Θ pour décrire la classe de réformes envisagées. La situation de référence est celle découlant de la réforme Jospin (introduction de la PPE en régime de croisière avec les barèmes 2003 tels qu'ils étaient prévus en 2001, modification des règles de calcul de l'AL (version 2002) et de l'IR (version 2001)).

La première contrainte sur l'ensemble des possibles est une contrainte de coût pour les finances publiques. Il faut que la somme des transferts nets pour l'État suite à une réforme ne dépasse pas celle associée à la législation fiscal-social Jospin. Soient $T_i(a_i, y_i, L_i; \theta)$ le montant net de transferts (RMI, allocations logement moins impôt sur le revenu) versés par l'état à l'individu i dans le système fiscal-social θ considéré, lorsque son statut d'emploi est L_i et $T_i^*(a_i, y_i, c_i; \theta) = T_i(a_i, y_i, L_i^*(a_i, y_i, c_i; \theta); \theta)$ le montant net de transferts versés par l'état à l'individu i dans le système fiscal-social θ considéré, pour le statut d'emploi optimal $L_i^*(a_i, y_i, c_i; \theta)$. Nous n'envisageons que des réformes dont le coût (*ex post*) pour l'ensemble des individus de notre échantillon est identique à celui de la réforme Jospin,⁴ :

$$\sum_{i=1}^N T_i^*(a_i, y_i, c_i; \theta) = \sum_{i=1}^N T_i^*(a_i, y_i, c_i; \theta^J) \quad (8)$$

Parmi les différents aspects de la réforme Jospin, nous nous intéressons essentiellement ici aux incitations financières à l'emploi pour les bas revenus. Nous nous intéresserons donc à l'optimalité des paramètres choisis pour la PPE, en laissant inchangés :

- l'AL ou l'APL (telle qu'elles découlent de la réforme Jospin)
- Le RMI (tel qu'il découle des mesures Aubry et Guigou)
- L'IR (règles de calcul du revenu imposable à partir du revenu du travail et des autres ressources, système de décote, limites de tranches et taux marginaux d'imposition par tranche).

⁴ Elle est présentée en détail en section 4.

Les paramètres de calcul de la PPE sont exprimés en fractions de SMIC mensuel, de façon à les rendre indépendants du taux de salaire horaire. À ce stade, il nous suffit d'ajouter que nous considérons une PPE linéaire par morceaux.

Ceci nous conduit à ne jouer que sur la partie gauche de la contrainte budgétaire. Dans une variante, nous envisageons également de modifier l'IR afin de jouer sur la partie droite de cette contrainte. Par souci de simplification, nous envisageons alors une augmentation proportionnelle de tous les taux à partir d'un certain seuil de tranche, ici le 3^{ème}, ce qui permet de décrire l'ensemble des réformes de l'IR à l'aide d'un seul paramètre. Comme il est démontré dans Fleubaey, Hagneré et Trannoy (2001), la progressivité de l'impôt reste alors constante à partir du seuil de la 3^{ème} tranche. Notre souci est d'avoir assez de paramètres pour avoir une bonne idée de la réforme optimale, tout en cherchant à limiter le temps de calcul qui explose très vite.

1.3. Objectifs du planificateur

L'interprétation donnée à l'équation (7) n'est pas sans conséquences sur la définition des objectifs du planificateur.

Cet objectif est assez libre lorsqu'elle est interprétée comme une équation de participation non contrainte. Nous retiendrons en particulier les deux spécifications suivantes pour le bien-être, selon que l'on suppose ou non que la désutilité du travail intervient dans la fonction objectif du planificateur :

$$W_1(\theta) = \sum_{i=1}^N (\log(RD_i^*(a_i, y_i, c_i; \theta)) - c_i L_i(a_i, y_i, c_i; \theta)) \quad (9)$$

ou :

$$W_2(\theta) = \sum_{i=1}^N (\log(RD_i^*(a_i, y_i, c_i; \theta))) \quad (10)$$

La première formulation est purement utilitariste, alors que la deuxième formulation ne tient pas compte de la désutilité du travail. Seul compte alors le bien-être procuré par le revenu. Bien sûr, si deux systèmes fiscal-socials sont identiques quant au nombre et à l'identité des sans-emploi, le classement de ces deux systèmes sera identique que l'on s'appuie sur la vision véhiculée par (9) ou par (10). Bien sûr, nous pourrions étendre sans difficulté l'analyse en considérant d'autres fonctions de bien-être social présentant une aversion à l'inégalité des utilités, voire une aversion infinie comme le Leximin. S'agissant de cette dernière, sa maximisation est sujette à caution dans le cadre d'un travail de taxation optimale empirique, tant il est connu que les données d'enquête concernant les plus pauvres sont éminemment fragiles.

La possibilité de contrainte sur la participation remet en cause un objectif welfariste – et par là même la fonction (9) – puisqu'alors la désutilité du travail n'est plus mesurée. La fonction objectif (10) offre donc l'avantage d'être utilisable quelle que soit le type de participation (contrainte / non contrainte). Toutefois, il reste à noter qu'elle ne respecte pas le principe Paretien : un système fiscal-social qui serait porteur d'un gain d'utilité strictement positif pour au moins un individu, sans être strictement coûteux en terme d'utilité pour un autre, ne serait pas forcément socialement préféré au *status quo*.

Même dans le cas où l'on retient une interprétation non contrainte de la décision de participation, l'opportunité de prendre en compte le loisir des sans-travail, peut être questionné. Le temps libre du chômeur n'a peut-être pas la qualité du vrai temps de loisir et donc le valoriser comme tel est illégitime. Dans la mesure où il est difficile de départager le chômage volontaire de l'involontaire, on pourrait vouloir ne pas tenir compte du loisir des sans-travail dans la fonction de bien-être social. Ainsi Kanbur, Keen et Tuomala (1994), Besley et Coates (1995) et Saez (2002), entre autres, ont été amenés à poser que le planificateur social était indifférent au loisir des sans-travail. Les tergiversations des philosophes à ce propos (par exemple celle de Rawls (1988)) sont également là pour indiquer que la solution ne semble pas immédiate (voir Trannoy (2001) pour un questionnement). Une interrogation subsiste également quant à la valeur du loisir pour les personnes qui travaillent à temps partiel : le temps partiel est-il choisi ou subi ? Donner droit à cet argument, dans le cadre de notre modèle, nous conduit à ignorer complètement la dimension loisir dans la fonction de bien-être, puisque le planificateur n'a pas d'information par définition sur le nombre d'heures travaillées. L'objectif social consiste alors à maximiser simplement une fonction des revenus disponibles des individus. Sans chercher à mieux justifier un tel objectif non-welfariste à ce stade, et en percevant bien qu'un tel objectif introduit un biais vers la valeur travail, nous voudrions percevoir quelles sont les implications d'un tel changement de la fonction objectif sur les règles de taxation optimale. À cette fin, nous comparons les résultats obtenus avec une habituelle fonction utilitariste avec ceux obtenus avec ce type de fonction. Quels que soient l'interprétation et l'objectif retenus, le problème de taxation optimale consiste à choisir les paramètres θ du système fiscal-social de façon à maximiser le bien-être $W_1(\theta)$ ou $W_2(\theta)$ sous la contrainte budgétaire (8).

2. Estimation de l'offre de travail : méthodes et résultats

2.1. La base de données utilisée

Notre choix s'est porté sur les données d'enquête INSEE tirées de « Budget des Familles 95 » (BDF). En effet dans l'enquête « Emploi », il n'y a pas d'information suffisante pour calculer les transferts qui jouent ici un rôle crucial, tandis que dans l'enquête « Panel Européen », le nombre de célibataires est trop faible pour obtenir des estimations économétriques robustes. Les individus retenus sont les célibataires sans enfants entre 25 et 60 ans qui ne se déclarent ni retraités ni étudiants. La limite inférieure en termes d'âge est commandée par le fait que le RMI est réservé aux individus de plus de 25 ans. Des individus percevant une retraite sans percevoir de revenus d'activité sont également exclus de l'échantillon. Les sans emplois regroupent les chômeurs, les personnes qui se déclarent être au foyer et les autres inactifs. Une difficulté se présente pour les individus qui travaillent à temps complet pendant une partie seulement de l'année, ce cas n'étant pas envisagé dans le modèle. Par exemple, un individu a travaillé 3 mois dans l'année, avant d'être sans emploi les mois restants. Nous avons alors « décomposé » l'individu réel en deux individus fictifs : l'un deux travaille à temps plein pour un salaire annuel proportionnel au salaire obtenu sur les trois mois de l'année, tandis que l'autre ne travaille pas du tout. La taille de l'échantillon est de 942 individus, représentatifs de 2 253 000 célibataires. 756 ont un emploi tandis que 186 sont sans emploi, ce qui correspond, compte tenu de la pondération, à un taux de non-emploi de 14,7%.

2.2. Calcul du revenu disponible

Pour toute cette sous-section et la suivante, on se place dans le système θ^{95} en vigueur en 1995, date à laquelle a été réalisée l'enquête BDF. En particulier, la PPE n'était pas encore en vigueur. On se place dans une perspective de long terme, c'est-à-dire que l'on néglige tous les phénomènes d'intéressement (tous les phénomènes de cumul temporaire d'un minimum social et d'une activité rémunérée autorisés par la législation). Ce choix, qui n'est pas exempt de critiques, a été guidé par deux considérations. D'une part, la base de données BDF ne se prête pas bien au calcul des suppléments provisoires de revenu qu'autorise le système fiscal-social, puisque les revenus d'activité des années antérieures n'y sont pas renseignés. D'autre part, puisque nous nous focalisons sur la PPE qui apporte un gain de revenu permanent, il est relativement cohérent de calculer le revenu disponible dans cette perspective.

Ajoutons enfin que l'erreur en 1995 est modeste, car les possibilités de cumul restaient à l'époque très limitées (Cf, par exemple, Fleurbaey et Al, 1999).

On détaille ci-dessous les modalités de calculs des différents transferts qui affectent le revenu disponible de l'individu, en se plaçant en 1995.

- $RMI^0(a_i; \theta^{95})$ et $RMI^1(a_i, y_i; \theta^{95})$ sont les montants de RMI versés à l'individu i . Les revenus a_i sont imposés à 100% dans le calcul du RMI, de même que les éventuels revenus d'emploi y_i . Comme l'étude ne porte que sur des célibataires sans enfants de plus de 25 ans, les règles de calcul $RMI^0(., \theta^{95})$ et $RMI^1(., \theta^{95})$ sont identiques pour tous.
- $AL_i^0(a_i; \theta^{95})$ et $AL_i^1(a_i, y_i, RMI^1(a_i, y_i; \theta^{95}); \theta^{95})$ sont les montants d'Allocation logement ou d'Aide personnalisée au logement.

Rappelons qu'en 1995, les ressources de l'individu sont neutralisées s'il perçoit le RMI (d'où la dépendance de AL_i^1 en $RMI^1(a_i, y_i)$), qu'il y a trois zones de calcul différentes selon le lieu d'habitation et que le barème est différent selon que l'on est locataire, propriétaire ou accédant. De par la loi, les propriétaires non accédants et les personnes logées gratuitement perçoivent le forfait logement. Nous supposons que tous les locataires et propriétaires accédants sont au plafond légal en termes de loyer. Cette hypothèse nous permet de calculer les montants d'APL ou AL en fonction de ce qui est déclaré pour ceux qui déclarent toucher une telle allocation. Pour les individus pour lesquels nous n'avons pas d'information, nous procédons à un tirage aléatoire dans une loi binomiale $\mathcal{B}(\hat{p}_i(X_{iL}))$, dont la probabilité $\hat{p}_i(X_{iL})$ est estimé par probit sur l'échantillon de ceux qui perçoivent une allocation, en fonction des caractéristiques X_{iL} du logement (année de construction, taille,...).

- $IR^0(a_i; \theta^{95})$ et $IR^1(a_i, y_i; \theta^{95})$ sont les montants d'impôt sur le revenu. Comme l'étude ne porte que sur des célibataires sans enfants, les formules de calcul $IR^0(., \theta)$ et $IR^1(., \theta)$ ne dépendent pas des caractéristiques individuelles.

Le calcul du revenu disponible pour chaque individu de la base est ainsi achevé :

$$\begin{aligned} RD_i^0(a_i; \theta^{95}) &= a_i + RMI^0(a_i; \theta^{95}) + AL_i^0(a_i; \theta^{95}) - IR^0(a_i; \theta^{95}) \quad (11) \\ RD_i^1(a_i, y_i; \theta^{95}) &= a_i + y_i + RMI^1(a_i, y_i; \theta^{95}) \\ &\quad + AL_i^1(a_i, y_i, RMI^1(a_i, y_i; \theta^{95}); \theta^{95}) - IR^1(a_i, y_i; \theta^{95}) \quad (12) \end{aligned}$$

Il est à noter que la fonction de revenu disponible en cas d'emploi en 1995 n'est pas croissante partout en fonction du revenu d'activité sur un intervalle de revenu $[0, RMI]$.⁵ C'est le jeu complexe de l'AL et du RMI qui est en cause : il en résulte un décrochage brutal du revenu disponible RD_i^1 aux alentours du RMI .

La distribution des revenus disponibles suivant le statut d'emploi est exposée ci-dessous.

⁵ Cette singularité disparaît avec la réforme Jospin.

Figure 3a : Distribution du revenu disponible d'inactivité (échantillon total)

Figure 3b : Distribution du revenu disponible d'inactivité (échantillon restreint aux actifs employés)

La distribution de revenu disponible en cas de non-emploi exhibe deux pics. Le premier rassemble tous ceux qui ne peuvent toucher que le RMI, soit parce qu'ils

sont hébergés ou parce qu'ils sont propriétaires et que leurs emprunts sont déjà remboursés. Le second pic d'une valeur un peu inférieure au double du premier correspond aux individus qui peuvent cumuler le RMI et une aide au logement.

Dans notre échantillon, 8 individus actifs dont le revenu d'activité est compris entre 18000 et 31000 F/an ont un revenu disponible inférieur à ce qu'ils auraient obtenu en restant inactifs. De tels individus ont nécessairement une désutilité au travail négative (Cf. équation (7)). En outre, 9 autres individus ont un revenu disponible identique à ce qu'ils auraient en étant inactifs. De tels individus ont nécessairement une désutilité au travail négative ou nulle. Mais, comme nous l'avons souligné dans l'exposé du modèle, celui-ci ne préjuge pas du signe de c_i .

2.3. Spécification économétrique

Un des problèmes à résoudre est d'imputer un revenu d'activité à ceux qui sont inemployés. Pour cela, nous estimons une équation de Mincer où en notant X_{i1} le vecteur de caractéristiques individuelles affectant le revenu d'activité :

$$\log(y_i) = \gamma_1 X_{i1} + \varepsilon_{i1} \quad (13)$$

On suppose que cette écriture est valable aussi bien pour les individus avec un emploi que pour ceux observés sans emploi. $\gamma_1 X_{i1}$ traduit l'hétérogénéité inter-individuelle observable de revenu d'activité tandis que ε_{i1} traduit l'hétérogénéité non observable. Cette équation ne peut être estimée que sur l'échantillon d'individus qui ont un emploi. Bien évidemment, une estimation de cette équation par simples MCO souffrirait d'un biais de sélection endogène des individus actifs, qu'il convient de corriger à l'aide de l'équation de sélection (équation d'emploi). En notant X_{i2} le vecteur de caractéristiques affectant soit les revenus (y_i ou a_i), soit les transferts, soit la désutilité au travail (et, éventuellement, les facteurs de demande de travail) on pose :

$$\log(RD_i^1(a_i, y_i; \theta^{95})) - \log(RD_i^0(a_i; \theta^{95})) - c_i = \beta_2 X_{i2} + \nu_{i2} \quad (14)$$

avec

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{i1} \\ \nu_{i2} \end{pmatrix} \rightsquigarrow \mathcal{N} \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \rho_{12}\sigma_1\sigma_2 \\ \rho_{12}\sigma_1\sigma_2 & \sigma_2^2 \end{pmatrix} \right)$$

$\beta_2 X_{i2}$ traduit l'hétérogénéité inter-individuelle observable de variation d'utilité⁶ induite par l'emploi (dans le système θ^{95} considéré) et ν_{i2} traduit l'hétérogénéité non observable.⁷ Pour pouvoir identifier les coefficients des deux équations ci-dessus, il faut qu'il existe au moins une caractéristique de X_{i2} qui ne soit pas dans X_{i1} , de telle sorte X_{i1} est strictement inclus dans X_{i2} .

⁶ Dans l'interprétation en termes de participation. Le sens de ce terme est moins clair en présence de chômage involontaire.

⁷ Les paramètres β_2 sont évidemment affectés par le système fiscal-social considéré, mais nous supposons que le terme ν_{i2} n'en dépend pas. Nous supposons de même que les termes c_i , γ_1 et ε_{i1} ne sont pas non plus affectés par la législation. Cette dernière hypothèse est quelque peu restrictive car elle revient à négliger tout effet de la législation sur le marché du travail transitant par la demande.

Dans toute équation de sélection, seul le signe de la variable latente est identifiable, donc seul le rapport entre les coefficients à estimer et l'écart-type des résidus est identifiable. La solution généralement adoptée consiste à normaliser à 1 la variance des résidus de l'équation de sélection. On note alors $\gamma_2 = \frac{\beta_2}{\sigma_2}$ et $\varepsilon_{i2} = \frac{\nu_{i2}}{\sigma_2}$ et on estime le système suivant par maximum de vraisemblance :

$$\begin{cases} \log(y_i) = \gamma_1 X_{i1} + \varepsilon_{i1} \text{ si } i \text{ actif} \\ i \text{ actif} \Leftrightarrow \gamma_2 X_{i2} + \varepsilon_{i2} > 0 \end{cases} \quad (15)$$

avec

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{i1} \\ \varepsilon_{i2} \end{pmatrix} \rightsquigarrow \mathcal{N} \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \rho_{12}\sigma_1 \\ \rho_{12}\sigma_1 & 1 \end{pmatrix} \right)$$

Dans le vecteur X_{i2} , signalons la variable $\log(RD_i^0(a_i; \theta^{95}))$ qui, contrairement à $\log(RD_i^1(a_i, y_i; \theta^{95}))$, peut être calculée pour tous les individus, employés ou non. Son coefficient dans l'équation de sélection du système (15) ci-dessus est égal à $-\frac{1}{\sigma_2}$, ce qui permet d'obtenir des estimations de σ_2 et donc de β_2 et ν_{i2} .

2.4. Résultats des équations de salaire et d'emploi

Les résultats de l'estimation de l'équation de salaire et de l'équation d'emploi sont présentés dans le tableau 1. Nous avons éliminé de l'échantillon 4 individus dont le revenu annuel d'activité ne dépasse pas 10.000 FF car les estimations étaient trop sensibles à ces individus, et nous connaissons la fragilité des données pour les très faibles revenus. Les résultats sont pondérés par les poids INSEE de la base BDF.

La première chose remarquable est certainement que le coefficient de corrélation ρ_{12} (« rho » en bas du tableau 1) entre les aléas des deux équations n'est pas significativement différent de 0. Cela indique que toute la corrélation entre le revenu d'activité et l'emploi est bien capturée par les variables explicatives. On aurait donc pu se contenter de pratiquer une estimation séparée des deux équations, par les MCO pour l'équation de salaire, et à l'aide d'un probit pour l'équation d'emploi. Le R^2 de l'équation de salaire est de 45%, ce qui est conforme aux valeurs couramment trouvées dans la littérature. Le pseudo R^2 est de 15% pour la seconde, ce qui peut sembler faible à première vue. Soulignons qu'a priori nos résultats ne souffrent pas d'un problème d'identification, puisqu'il y a au moins deux variables explicatives de l'emploi et non du salaire qui sont significatives. Il s'agit de la variable « *muassua1* » qui vaut 1 en cas de souscription volontaire à une mutuelle complémentaire (elle influence positivement l'emploi) et du revenu d'inactivité (en logarithme), qui, conformément aux attentes, influence négativement l'emploi. Néanmoins, on peut questionner le caractère exogène de la variable *muassua1* par rapport à l'emploi passé qui est évidemment corrélé à l'emploi présent. Le

La prime pour l'emploi est-elle optimale ?

Heckman selection model (regression model with sample selection)				Number of obs = 942		
				Censored obs = 186		
				Uncensored obs = 756		
Wald chi2(18) = 409.91				Prob > chi2 = 0.0000		
Log likelihood = -1882329						

	Coef.	Robust Std. Err.	Z	P> z	[95% Conf.Interval]	

Salaire (log)						
constante	10.03932	.3534626	28.403	0.000	9.34655	10.7321
sexe	-.1931914	.0342721	-5.637	0.000	-.2603634	-.1260193
age	.080442	.0157361	5.112	0.000	.0495998	.1112841
age2	-.0008593	.0001917	-4.482	0.000	-.001235	-.0004835
diplopr1	-.7833802	.0797862	-9.818	0.000	-.9397582	-.6270021
diplopr2	.6508306	.0680544	9.563	0.000	.7842148	.5174465
diplopr3	-.485145	.0500338	-9.696	0.000	.5832095	-.3870805
diplopr4	-.3714088	.0483949	-7.675	0.000	-.4662612	-.2765565
diplopr5	-.1975726	.0658344	-3.001	0.003	-.3266057	-.0685394
diplopr6	-.1509861	.0642862	-2.349	0.019	-.2769847	-.0249876
csper1	.0097528	.0852874	0.114	0.909	-.1574074	.1769129
csper2	.0788959	.0828633	0.952	0.341	-.0835132	.241305
csper3	.1741665	.0812884	2.143	0.032	.0148442	.3334887
csper4	.0014277	.0854823	0.017	0.987	-.1661146	.16897
csper5	.1099053	.0829864	1.324	0.185	-.052745	.2725555
csper6	.059314	.0766879	0.773	0.439	-.0909915	.2096195
zone1	.2554515	.0407514	6.269	0.000	.1755802	.3353227
zone2	-.0049767	.0367819	-0.135	0.892	-.0770678	.0671145
natio	.1791597	.104985	1.707	0.088	-.0266072	.3849266

Emploi						
constante	13.72315	2.820091	4.866	0.000	8.195876	19.25043
sexe	-.0545055	.1137592	-0.479	0.632	-.2774693	.1684583
age	-.0210457	.0511984	-0.411	0.681	-.1213927	.0793013
age2	.0001459	.0006169	0.236	0.813	-.0010633	.001355
diplopr1	-.730087	.193195	-3.779	0.000	-1.108742	-.3514317
diplopr3	-.4881429	.2093433	-2.332	0.020	-.8984482	-.0778375
diplopr3	-.3356859	.1726965	-1.944	0.052	-.6741649	.002793
diplopr4	-.255957	.1899161	-1.348	0.178	-.6281856	.1162716
diplopr5	.3655424	.260867	1.401	0.161	-.1457475	.8768323
diplopr6	-.2300635	.2100994	-1.095	0.274	-.6418508	.1817239
csper1	.0715202	.2770224	0.258	0.796	-.4714338	.6144742
csper2	.149755	.2607576	0.574	0.566	-.3613204	.6608304
csper3	.0246884	.2619858	0.094	0.925	-.4887943	.5381711
csper4	-.0071986	.2815099	-0.026	0.980	-.5589479	.5445507
csper5	.3509631	.2630814	1.334	0.182	-.1646669	.8665931
csper6	-.083969	.2303896	-0.364	0.716	-.5355244	.3675863
zone1	.1807359	.1419423	1.273	0.203	-.097466	.4589377
zone2	.0490465	.1243391	0.394	0.693	-.1946537	.2927467
natio	.2341564	.2311965	1.013	0.311	-.2189805	.6872932
hospita	.2696609	.2080643	1.296	0.195	-.1381376	.6774594
muassu1	.6188568	.1125329	5.499	0.000	.3982963	.8394173
revenu d'inactivit� (log)	-1.21714	.2506654	-4.856	0.000	-1.708436	-.7258454

/athrho	.0505623	.111511	0.453	0.650	-.1679952	.2691198
/lnsigma	-.8522601	.0360479	-23.642	0.000	-.9229126	-.7816075

rho	.0505192	.1112264			-.1664324	.2628056
sigma	.42645	.0153726			.39736	.4576697
lambda	.0215439	.0474865			-.0715278	.1146157

Tableau 1 : Estimation des équations de salaire et d'emploi

manque d'exogénéité de cette variable introduit une fragilité dans nos estimations dont nous sommes conscients mais tous les essais pour surmonter ce problème ont échoué. Parmi les variables communes à l'équation de salaire et à l'équation d'emploi, seules les variables de diplôme ressortent significativement. Par rapport à des études supérieures, le fait d'être sans diplôme, (Diplopr1), de n'avoir que le certificat d'études (Diplopr2) ou qu'un CAP ou BEP (Diplopr 3) réduit significativement⁸ la probabilité d'occuper un emploi.

S'agissant de l'équation de salaire, les revenus d'activité des femmes sont inférieurs de 19% à ceux des hommes, toutes choses égales par ailleurs. On peut s'attendre à une progression de revenu de 4% entre la 25^{ème} et la 26^{ème} année, le revenu d'activité atteignant un maximum à 47 ans. Un diplôme de l'enseignement supérieur permet un gain de 15% par rapport à au bac général, de 20% par rapport à un bac technologique, de 37 % par rapport à la simple possession du BEPC, de 48% par rapport au CAP ou BEP, de 65% par rapport au certificat d'études, et enfin de 78% par rapport à l'absence diplôme. Ces taux de rendement éducatifs peuvent apparaître faibles, mais ils s'ajoutent à l'impact du milieu d'origine (profession du père). Par exemple, à diplôme équivalent, les enfants dont le père est cadre ou exerce une profession libérale (csper3) touchent 17,4% de plus que les enfants de père sans-profession. Les salaires dans la région parisienne sont supérieurs de 25% à ceux des zones rurales. Enfin, le fait d'être de nationalité française représente une majoration de 18%, qui n'est significative qu'au seuil de 10%.

2.5. Méthode d'obtention de la distribution jointe revenus-désutilité du travail

Il nous reste à expliquer comment, à partir de ces estimations, nous imputons une désutilité du travail à tous les individus et un revenu d'activité aux sans emploi.

2.5.1. Imputations pour un individu employé

Pour chaque individu i initialement employé, on observe y_i , ce qui permet de calculer $\widehat{\varepsilon}_{i1} = \log(y_i) - \hat{\gamma}_1 X_{i1}$.

En vertu de (15), on en déduit la loi conditionnelle de ε_{i2} sachant que $\varepsilon_{i1} = \widehat{\varepsilon}_{i1}$: c'est une normale d'espérance $\frac{\widehat{\rho}_{12}\widehat{\varepsilon}_{i1}}{\widehat{\sigma}_1}$ et de variance $\widehat{\rho}_{12}^2$, tronquée en $-\gamma_2 X_{i2}$. On tire un résidu simulé $\widehat{\varepsilon}_{i2}$ dans cette loi et on en déduit une estimation ponctuelle $\widehat{c}_i = \log\left(\frac{RD_i^1(a_i, y_i; \theta^{95})}{RD_i^0(a_i; \theta^{95})}\right) - \widehat{\sigma}_2 (\gamma_2 X_{i2} + \widehat{\varepsilon}_{i2})$. On obtient ainsi $(y_i, \widehat{c}_i)$ pour chaque individu observé employé dans le système en vigueur en 1995. Rappelons que $\widehat{c}_i$ est, par hypothèse, indépendant de ce système.

⁸ Seulement au seuil de 5, 2% pour cette dernière variable.

2.5.2. Imputations pour un individu sans emploi

Pour chaque individu i sans emploi, on n'observe que $RD_1^0(a_i; \theta^{95})$. Pour cet individu, on tire $(\widehat{\varepsilon}_{i1}, \widehat{\varepsilon}_{i2})$ dans la loi jointe de $(\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2})$ sachant que $\varepsilon_{i2} < -\gamma_2 X_{i2}$. Concrètement, la loi marginale de ε_{i2} étant simplement une normale centrée réduite, on commence par tirer un résidu simulé $\widehat{\varepsilon}_{i2}$ dans une $\mathcal{N}(0, 1)$ tronquée en $-\widehat{\gamma}_2 X_{i2}$. La loi conditionnelle de ε_{i1} sachant que $\varepsilon_{i2} = \widehat{\varepsilon}_{i2}$ étant une normale d'espérance $\widehat{\rho}_{12} \widehat{\varepsilon}_{i2} \widehat{\sigma}_1$ et de variance $\widehat{\sigma}_1^2 (1 - \widehat{\rho}_{12}^2)$, on tire ensuite un résidu simulé $\widehat{\varepsilon}_{i1}$ dans cette loi. On obtient ainsi des estimations ponctuelles : $\widehat{y}_i = e^{\widehat{\gamma}_1 X_{i1} + \widehat{\varepsilon}_{i1}}$ et $\widehat{c}_i = \log \left(\frac{RD_1^1(a_i, \widehat{y}_i; \theta^{95})}{RD_i^0(a_i; \theta^{95})} \right) - \widehat{\sigma}_2 (\widehat{\gamma}_2 X_{i2} + \widehat{\varepsilon}_{i2})$.

2.5.3. Réplication des imputations

Ces imputations sont très sensibles aux tirages effectués. Dans le cas d'un individu employé, comme $\widehat{\varepsilon}_{i2}$ est tiré aléatoirement, on obtient pour chaque individu i un $\widehat{c}_i$ différent à chaque imputation. Dans le cas d'un sans emploi, ce sont $\widehat{y}_i$ et $\widehat{c}_i$ qui sont différents à chaque imputation. Pour réduire l'importance des aléas, nous avons répliqué les tirages, en proportion du poids représenté par chaque individu dans la base. En moyenne, nous avons procédé à 16 imputations⁹. On a ainsi obtenu une répartition empirique jointe du revenu d'activité et de la désutilité au travail dans toute la population, qu'elle soit employée ou non : $(\widehat{y}_i, \widehat{c}_i)_{1 \leq i \leq 16N}$.

2.6. Présentation de la distribution jointe et interprétation

Les figures 4 et 5 présentent les distributions pondérées marginales respectives des deux paramètres d'intérêt c_i et y_i . La distribution jointe de ces deux paramètres fait l'objet de la Figure 6.

Il apparaît que la distribution des c_i est bimodale, la distribution pour les sans-emplois se situant franchement à droite de celle pour les employés. Deux interprétations peuvent être données à ce phénomène, selon l'interprétation retenue pour l'équation d'emploi.

Selon l'interprétation en termes de participation non contrainte, les sans-emploi éprouveraient une nette désutilité pour le travail qui leur est offert (c_i positifs pour les sans emploi). À l'inverse, une notable proportion des employés éprouveraient une désutilité relative de rester à la maison (c_i négatif pour une majorité d'actifs). Toutefois, même en conservant un modèle de participation non contrainte, la non participation ne résulte pas nécessairement que de l'hétérogénéité des préférences. Deux autres raisons peuvent être avancées pour la non participation. D'une part, l'hétérogénéité des c_i peut aussi refléter des différences de pénibilité dans les emplois proposés. Par exemple, les emplois proposés en région parisienne offrent

⁹ Ce chiffre est simplement conditionné par les potentialités du micro-ordinateur utilisé.

Figure 4 : *Distribution de la désutilité au travail (sans-emploi en foncé)*

Figure 5 : *Distribution des salaires (sans-emploi en foncé)*

Figure 6 : Distribution jointe (salaire, désutilité)

un nombre d'heures de travail et de transport plus élevé, ce qui les rend moins attractifs à salaire donné.¹⁰ D'autre part, à c_i donné, le revenu d'activité auquel peuvent prétendre les sans emploi est en moyenne plus faible, comme en témoigne le fait que la distribution des revenus d'activité pour les sans emplois est localisée sur la gauche de la distribution pour toute la population. Au total, le modèle offre une explication simple et naïve du comportement des sans-emploi. Ceux-ci restent chez eux parce qu'on leur propose des salaires plutôt faibles et qu'ils éprouvent une forte désutilité pour le travail proposé.

Selon la seconde interprétation de l'équation d'emploi, les c_i élevés des non employés résultent aussi, outre les raisons évoquées plus haut, de possibles contraintes reflétant la demande de travail. Les individus observés sans emploi peuvent l'être aussi parce qu'en raison de leurs caractéristiques, ils ont moins de chances de recevoir une offre d'emploi.

¹⁰ En région parisienne, les emplois se trouvent être mieux rémunérés mais plus pénibles. Ces deux effets se compensent dans l'équation d'emploi du tableau 1, qui combine en forme réduite salaire proposé, fiscalité, pénibilité du travail et préférences. Cette propriété semble aussi valable pour d'autres déterminants du salaire, ce qui conduit à un coefficient de corrélation positif entre y et c (0,32 pour les actifs employés et 0,19 pour les sans-emplois).

Les données et la méthode utilisées ne permettent pas de trancher entre ces deux interprétations. Cependant, le fait que la distribution des c_i pour les inemployés soit tant décalée vers la droite nous fait plutôt pencher pour la seconde interprétation. D'autant plus que les salaires de réserve implicitement associés aux c_i dans l'interprétation en termes de participation non contrainte atteignent pour les non employés des niveaux beaucoup trop élevés pour être plausibles.

3. Évaluation de la réforme Jospin

3.1. Présentation de la réforme

Nous donnons ci-après quelques détails institutionnels sur ce que nous appelons, pour faire court, la réforme Jospin. À part la création de la PPE décrite en introduction, le mécanisme des aides au logement a été revu et l'impôt sur le revenu a fait l'objet d'ajustements.

Avant cette réforme, les prestations d'aide au logement comprenaient trois dispositifs : les deux allocations logement, l'allocation logement familiale (ALF) et l'allocation logement social (ALS), et l'aide personnalisée au logement (APL). Ces dispositifs remplissaient la même fonction : rembourser aux ménages locataires ou aux accédants à la propriété une fraction de leurs dépenses de logement, d'autant plus importante que leurs ressources étaient faibles. L'APL concernait en particulier les ménages habitant une HLM, tandis que les AL s'appliquaient à ceux qui habitaient dans le secteur privé. Depuis le décret du 28 décembre 2000, les formules de calcul pour les locataires ont été unifiées et les effets de seuil, en sortie de RMI, ont été repoussés dans le temps. Auparavant, les revenus d'activité n'étaient pas pris en compte dans le calcul des ressources pour les aides au logement, lorsque l'individu était Rmiste. Lorsque l'individu perdait son droit au RMI, ses revenus d'activité étaient réintégrés dans le calcul des ressources et il s'en suivait une brutale diminution du revenu disponible, témoignage d'une perte d'un des nombreux « droits sociaux complémentaires » associés au statut de Rmiste. Depuis lors, cette fâcheuse disposition a été supprimée. La nouvelle législation intègre explicitement le montant du RMI dans le calcul des aides au logement. L'aide est maintenue à un niveau constant jusqu'à un seuil de revenu d'activité correspondant au montant du RMI de base, puis elle décroît régulièrement en évitant tout effet seuil.

Enfin, signalons que dans le calcul de l'impôt sur le revenu, il a été tenu compte de la modification de la décote intervenue avec la loi de Finances 2001. Auparavant, la décote avait pour effet de doubler le taux marginal de l'IR en entrée de barème. Maintenant elle ne le multiplie que par 1,5. Les taux marginaux ont également fait l'objet d'un ajustement à la baisse. Tous les seuils sont exprimés en fractions de

SMIC afin de tenir compte de l'évolution des salaires depuis 1995 et correspondent au régime permanent de la réforme (2001 et 2002 étant des années de transition).

3.2. Méthode de calcul

À partir de la répartition empirique $(\hat{y}_i, \hat{c}_i)_{1 \leq i \leq N}$ (avec $\hat{y}_i = y_i$ pour les actifs), on calcule les revenus en cas d'emploi et de non-emploi dans le cadre de la réforme Jospin : $RD_i^1(a_i, \hat{y}_i; \theta^J)$ et $RD_i^0(a_i; \theta^J)$. On peut alors prédire le statut d'emploi de chaque individu i après réforme Jospin : $L_i(a_i, \hat{y}_i, \hat{c}_i; \theta^J) = 1 \Leftrightarrow \log \left(\frac{RD_i^1(a_i, \hat{y}_i; \theta^J)}{RD_i^0(a_i; \theta^J)} \right) - \hat{c}_i \geq 0$. On en déduit enfin le revenu disponible *ex post* dans le système réformé : $RD_i^*(a_i, \hat{y}_i, \hat{c}_i; \theta^J)$. Le revenu disponible *ex ante* correspond au revenu disponible qu'aurait l'individu dans le système réformé si son statut d'emploi ne changeait pas.

Le coût de la réforme Jospin pour les célibataires se mesure par la différence entre la somme des transferts après réforme et la somme des transferts avant réforme. Ce coût peut être calculé à statut d'emploi constant, c'est-à-dire en supposant que chaque individu i conserve son statut d'emploi L_i^{95} . Nous parlerons alors de coût *ex ante*. Il peut également être calculé en intégrant les éventuels changements d'emploi induits par la réforme. Nous parlerons alors de coût *ex post*. En reprenant les définitions de la page 23, le coût *ex ante* vaut :

$$\sum_{i=1}^N T_i(a_i, \hat{y}_i, L_i^{95}; \theta^J) - \sum_{i=1}^N T_i^*(a_i, \hat{y}_i, \hat{c}_i; \theta^{95})$$

et le coût *ex post* vaut

$$\sum_{i=1}^N T_i^*(a_i, \hat{y}_i, \hat{c}_i; \theta^J) - \sum_{i=1}^N T_i^*(a_i, \hat{y}_i, \hat{c}_i; \theta^{95})$$

. Nous nous intéressons également aux variations de bien-être induites par la réforme. Nous nous contentons de calculer le bien-être agrégé *ex post*, dans les deux variantes : $\sum_{i=1}^N [\log(RD_i^*(a_i, \hat{y}_i, \hat{c}_i; \theta^J)) - c_i L_i(a_i, \hat{y}_i, \hat{c}_i; \theta^J)]$ dans le cas welfariste et $\sum_{i=1}^N \log(RD_i^*(a_i, \hat{y}_i, \hat{c}_i; \theta^J))$ dans le cas non welfariste.

3.3. Résultats

Les résultats en termes de coût sont consignés dans le tableau 2 ci-après; d'autres éléments (notamment les variations d'emploi et de bien-être) figurent dans le tableau 3 présenté dans la section suivante.

En millions F	Législation 1995	Réforme Jospin ex-ante	Réforme Jospin ex-post
RMI	4763.90	4763.90	4563.43
Variation (/ 95)		0.00	-200.47
Allocation logement	5813.10	9704.92	9545.50
Variation (/ 95)		3891.82	3732.41
Impôt sur le revenu	29866.87	25372.53	25835.88
Variation (/ 95)		-4494.34	-4030.99
Allocation de type PPE	0.00	1544.54	1545.22
Variation (/ 95)		1544.54	1545.22
coût total (/95)		9930.70	9108.14

Tableau 2 : Coût de la réforme Jospin

Le taux de non-emploi régresse de 0,46 point, correspondant à la création nette de 10 209 emplois. Ceci est loin d'être négligeable, si l'on tient compte de la conjoncture déprimée de 1995 qui influe certainement sur les estimations. En réalité, 11 708 sans-emplois reprennent un emploi, tandis que 1 499 individus perdent leur emploi. Ce dernier mouvement est plus surprenant et peut s'expliquer ainsi. Suite à la réforme, certains montants d'allocation logement augmentent, ce qui entraîne une hausse du revenu disponible en situation de non emploi et rend celle-ci plus attirante. La création nette d'emploi réduit le coût de la réforme Jospin d'environ 8%. La part modeste que représente la PPE dans l'ensemble du coût total (17%) peut être notée, alors que le montant des aides au logement explose (+64%) et que les ajustements sur l'impôt sur le revenu se traduisent par une baisse de 14% de son rendement. Le coût *ex post* de la réforme (9 Milliards de F 2001) représente 1/1 000 du PIB de la France, tandis que le bien-être augmente de 4,4/1 000 dans une optique welfariste et de 5,1/1 000 dans une optique non welfariste. Le taux de rendement social de cette réforme n'est donc pas négligeable, mais il ne faut pas oublier que cette réforme n'est pas autofinancée !

4. Recherche d'une réforme optimale

4.1. Paramétrage des réformes

Comme précédemment annoncé, nous nous concentrons sur une réforme de la PPE. Nous nous autorisons à faire varier certains de ses paramètres, dont le choix est guidé par des questions simples inspirées par la forme actuelle de la PPE (Cf. Figure 2).

1. À quel endroit de la distribution des revenus la PPE doit-elle présenter un pic ?
Actuellement, le pic est situé au SMIC.

2. Quelle doit être la hauteur de ce pic ? Actuellement, il est d'une valeur de 4000 F/an
3. À quel niveau de revenu doit-elle s'éteindre ? Actuellement, ce seuil d'extinction est de 1,4 SMIC.

Nous restreignons la PPE à être, comme actuellement, linéaire par morceaux. Nous imposons un seuil de déclenchement pour un revenu nul (au lieu de 0,3 SMIC dans la réforme Jospin). Ceci permet de limiter le nombre de paramètres à estimer. D'autre part, sans cette limite, les résultats risqueraient d'être trop sensibles aux données concernant les individus les plus pauvres de la base, données que l'on sait être fragiles.

La réforme est donc décrite par trois paramètres : le revenu d'activité y^* pour lequel la PPE est maximale, le seuil d'extinction $\bar{y}$, et le montant maximal de la PPE p^* . La solution est recherchée de façon discrète, dans les intervalles suivants, toutes les valeurs (limites et pas) étant exprimées en fractions de SMIC :

$$0 < y^* \leq 1; \text{ pas de } 0,05 \quad (16)$$

$$1 \leq \bar{y} \leq 1,7; \text{ pas de } 0,05 \quad (17)$$

$$0 \leq p^* \leq 40\,000F; \text{ pas de } 250F \quad (18)$$

Dans un premier temps, les paramètres de l'IR sont fixés. Dans une variante, pour envisager un financement de la PPE par l'IR, nous relâchons cette contrainte, en multipliant par un facteur τ tous les taux d'imposition marginaux de l'IR à partir de la troisième tranche (1,95 SMIC)¹¹. Le paramètre τ doit respecter la contrainte suivante :

$$1 \leq \tau \leq 1,5; \text{ pas de } 0,05 \quad (19)$$

Dans les deux cas, nous ne retenons que les réformes qui vérifient la contrainte budgétaire de l'État (8).

4.2. Résultats

Le tableau 3 présente les caractéristiques des optima qui se trouvent être confondus pour les deux objectifs welfariste et non-welfariste modulo les pas de recherche choisis. La source de ce résultat est à trouver dans la faible variation de l'emploi entraînée par les réformes optimales. L'emploi progresse de 0,42 point dans le premier scénario et régresse de 0,04 point dans le second. Dans ces conditions, le changement de statut d'emploi et donc la variation d'utilité associée au statut d'emploi ne concerne respectivement que 0,4% et 0,4 pour 1000 de l'effectif total. Donc le manque de réactivité de l'emploi aux réformes explique largement ce

¹¹ Nous ne modifions pas le barème de l'impôt sur le revenu jusqu'au seuil de la troisième tranche, pour des raisons techniques liées à l'existence de la décote.

	Législation 1995	Réforme Jospin	Optimum 1 (barème IR Jospin)	Optimum 2 (barème IR variable)
taux d'emploi	85.30%	85.76%	85.72%	85.26%
Variation du nombre d'emplois (/95)		10 209	9 309	-1 057
Bien-être welfariste	26 240 239	26 355 030	26 361 211	26 394 132
Bien-être non welfariste	25 643 850	25 774 598	25 780 172	25 794 950
en millions F				
RMI	4 763.90	4 563.43	4 574.39	4 735.91
Allocation logement	5 813.10	9 545.50	9 556.31	9 731.83
Allocation de type "PPE"	0.00	1 545.22	1 518.38	5 648.96
Impôt sur le revenu	29 866.87	25 835.88	25 830.32	30 294.42
coût de la réforme (ex-post)		9 108.14	9 108.65	9 112.15
coût de la réforme ex-ante		9 930.70	9 904.56	8 915.70

Tableau 3 : Caractéristiques des optima

Figure 7 : L'impôt négatif optimal

résultat d'invariance. La figure 7 compare l'allure des impôts négatifs optimaux avec la PPE. La figure 8 compare les domaines budgétaires correspondants.

Que l'IR soit fixe ou non, les impôts négatifs optimaux sont beaucoup plus concentrés sur les travailleurs les plus pauvres que dans la législation actuelle. Dans les deux cas, le pic de PPE devrait se trouver à 0,4 SMIC et non au SMIC. En laissant l'IR fixe, le montant maximal de PPE atteint 15 000 F, tandis que le financement par l'IR permettrait d'aller jusqu'à 22 000 F. Le seuil d'extinction à IR fixe est particulièrement bas (0,85 SMIC), alors qu'il rejoint le niveau actuel (1,4 SMIC) lorsque l'IR est variable. Signalons toutefois que l'optimum obtenu en autorisant le financement par l'IR n'est guère réalisable, puisqu'il impliquerait une augmentation 40% (!) des taux d'imposition. Ces taux très élevés proviennent en grande partie de l'insensibilité de la réponse extensive de l'offre de travail. Dans la mesure

Figure 8 : Ensemble budgétaire associé aux optima

où de nombreux individus qui travaillent se voient attribuer une utilité relative du travail, il n'est pas étonnant qu'il soit optimal de les matraquer fiscalement.¹² L'emploi en est très peu affecté et par conséquent la fonction objectif de l'État. Ces résultats plaident pour considérer que la réforme de l'IR pour les hauts revenus ne peut pas être étudiée dans de bonnes conditions et qu'il vaut mieux se concentrer sur la partie basse de la distribution. Par la suite, nous nous limiterons donc à commenter les résultats relatifs à la PPE à IR fixe.

Au lieu d'avoir un taux marginal d'imposition à 100% jusqu'à 0,4 SMIC, la réforme optimale l'abaisse aux environs de 40%. En fait, cette réforme s'apparente à une Allocation compensatrice de revenu qui rejoindrait la formule actuelle aux environs de 3/4 de SMIC avec une légère cassure à 0,4 SMIC.

Le bilan en termes d'emploi de la réforme optimale est médiocre, puisqu'elle fait passer vers l'emploi un peu moins d'individus que la réforme Jospin (11 008 au lieu de 11 708), alors que les transitions en sens inverse sont un peu plus nombreuses (1 799 au lieu de 1 499).

La solution optimale dans une perspective de maximisation de l'emploi ne coïncide pas avec celle qui maximise le bien-être. Par voie de conséquence, si la réforme Jospin n'est pas optimale, ce n'est pas en raison de ses performances en matière d'emploi mais du fait qu'elle néglige le niveau de vie des travailleurs les plus pauvres. La préoccupation de celui-ci est prise en compte ici par le fait que l'utilité

¹² On pourrait être tenté d'attribuer cette propriété à la spécification en logarithme de l'utilité du revenu. Nous avons également testé une spécification en niveau (utilité marginale du revenu constante), mais les résultats obtenus dans le bas de la distribution nous ont conduits à abandonner cette piste.

marginale de la consommation varie de façon inversement proportionnelle à son montant. La perte de bien-être occasionnée par le fait de ne pas être à l'optimum peut sembler à première vue presque négligeable (elle correspond à une perte de bien-être de $0,2/1000$), mais il ne faut pas oublier de rapporter ce chiffre à l'échelle de la masse financière (uniquement le montant de la PPE) sur laquelle nous jouons, qui représente $0,16/1000$ du PIB de la France, donc un ordre de grandeur comparable. Nous concluons donc qu'au regard des sommes mises en jeu, la perte de bien-être représentée par la non optimalité de la réforme Jospin n'est pas négligeable.

Conclusion

Sauf à se placer à très long terme, où il faut alors explicitement introduire les choix éducatifs, il nous semble que les possibilités d'ajustement des comportements d'offre de travail en économie fermée et à choix éducatifs effectués à un changement de fiscalité sont plus restreintes que l'on ne l'imagine généralement. Ici, nous avons considéré en quelle sorte une hypothèse polaire où les individus, s'ils estiment être trop taxés, n'ont pas la possibilité de réduire leur effort ou leurs heures de travail, mais seulement de devenir chômeurs. Nous avons procédé à un travail de taxation optimale de nature empirique dans le sillage du modèle théorique de Diamond(1980). L'information apportée par ce travail réside dans le fait que, sur données françaises, si l'on s'en tient à un objectif utilitariste, que l'on sait être le moins redistributif possible, une formule de type allocation compensatrice de revenu apparaîtrait comme optimale sur la sous-population des célibataires, lorsqu'on maintient constant l'IR. Nous ne saurions trop souligner la fragilité de ce résultat du fait du manque de pouvoir explicatif de nos variables figurant dans l'équation d'emploi. La distribution des désutilités au travail est peu plausible, du moins dans l'interprétation où il n'existe que du chômage volontaire. Toutefois, l'apport méthodologique de l'article reste intact en montrant comment on peut procéder à une estimation locale de la réforme optimale d'une manière empirique en intégrant toutes les finesses institutionnelles.

Dans le cas vraisemblable où les données françaises viendraient infirmer le seul pouvoir explicatif du modèle pur d'offre de travail, il reste à intégrer d'une manière explicite les autres possibilités de non-emploi dans le modèle de taxation optimale et à en tenir compte dans l'estimation économétrique. Pour le deuxième volet, Laroque et Salanié (2000) ont ouvert la voie mais des difficultés subsistent. Dans un travail en cours Hagneré et Alii (2002), nous espérons en élargissant l'étude aux monoparentaux disposer d'une variable explicative de l'offre de travail, le nombre d'enfants à charge, et en changeant de bases de données, l'enquête Emploi couplée

avec l'enquête Revenus Fiscaux, être en mesure de mieux saisir les autres sources de non-emploi.

Références

- Besley T. et S. Coate (1995), "The design of Income maintenance programmes", *Review of Economic Studies*, 62, pp. 187-221.
- Bourguignon F. et D. Bureau (1998), *L'architecture des prélèvements en France : état des lieux et voies de réforme*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique n° 11.
- Bourguignon F. et A. Spadaro (2000), « Redistribution et Incitations au travail : Une application empirique simple de la fiscalité optimale », *Revue Économique*, 51,3, pp. 473-487.
- Castel R., R. Godino, M. Jalmain et T. Piketty (1999), « Pour la création d'une allocation compensatrice de revenu », Notes de la fondation Saint Simon.
- Choné, P., et G. Laroque (2001), *Optimal Incentives for Labor Force Participation*, DP25 CREST-INSEE.
- D'Autume A. (2000), « Fiscalité Optimale : Une application au cas français », *Revue Française d'Économie*.
- Diamond P (1980), "Income taxation with fixed hours of work", *Journal of Public Economics*, 13, pp. 101-110.
- Fleurbaey M., C.Hagneré, et A. Trannoy (2001), « Mesure des effets redistributifs d'une réforme des minima sociaux à l'aide d'un nouveau critère de dominance », mimeo, à paraître *Revue Économique*.
- Fleurbaey M., C. Hagneré, M. Martinez et A. Trannoy (1999), « Les minima sociaux français : entre compensation et responsabilité », *Économie et Prévision*, n° 138-139, pp. 1-23.
- Gravel N, C. Hagneré et N. Picard (2000), « Minima sociaux et offre de travail : Évaluation d'une réforme à l'aide d'un modèle de microsimulation dynamique », Document de travail THEMA n° 2000-52.
- Gravel N., C. Hagneré, N. Picard et A. Trannoy (2001), « Une évaluation des impacts incitatifs et redistributifs d'une réforme des minima sociaux », *Revue Française d'Économie*, vol 16, 1, pp. 125-165.
- Hagneré C. (2001), *Les minima sociaux en France : analyse économique d'une réforme*, Thèse de Doctorat, Université de Cergy-Pontoise.
- Hagneré C. et A.Trannoy (2001), « L'impact conjugué de trois ans de réforme sur les trappes à inactivité », *Économie et Statistiques*, n° 346-347, 6-7, 161-185.

- Hagneré C., N. Picard, A. Trannoy et K. Van der Straeten (2002), « L'importance des incitations financières est-elle surestimée dans l'explication du non-emploi ? », papier présenté à la Journée d'étude de la CNAF consacré à la microsimulation.
- Heckman J. (1993), "What has been learned about labor supply in the past twenty years", *American Economic Review*, LXXXIII, pp. 116-121.
- Kanbur R., M. Keen, M. Tuomala (1994), "Optimal non-linear income taxation for the alleviation of income poverty", *European Economic Review*, 38, pp. 1613-1632.
- Laroque G. (2002), « Income Maintenance et Labor Force Participation », Conférence Présidentielle ESEM Venise, mimeo CREST.
- Laroque G. et B. Salanié (2000), « Une décomposition du non-emploi en France », *Economie et Statistique*, n° 331, pp. 47-66.
- Mirrlees J., (1971), "An Exploration in the theory of optimal income taxation", *Review of Economic Studies*, 38, pp. 175-208.
- Piketty T. (1997), « La redistribution fiscale face au chômage », *Revue Française d'Économie*, Vol XII, 1.
- Rawls J.(1988), "The priority of Right and Ideas of the good", *Philosophy and Public Affairs*, 17, pp. 251-276.
- Saez E. (2001), "Using elasticities to derive optimal income tax rates", *Review of Economic Studies*, LXVIII, pp. 205-229.
- Saez E. (2002), "Optimal Income transfers programs : intensive versus extensive labor supply responses", *The Quarterly Journal of Economics*, CXVII, pp. 1039-1073.
- Salanié B. (1998), « Un exemple de taxation optimale », dans *Fiscalité et Redistribution*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique n° 11, pp. 87-90.
- Tuomala M. (1990), *Optimal Income Tax and Redistribution*, Oxford, Oxford University Press.
- Trannoy A. (2001), « L'impôt négatif et les théories de la justice », *Archives de Philosophie du Droit*, 46, pp. 311-328.

Annexe

Définition des variables exogènes utilisées dans les estimations économétriques

Sexe	Féminin
age	Variable continue sur 25-60
age 2	âge au carré
diplopr1	aucun
diplopr2	Certificat d'études
diplopr3	CAP BEP
diplopr4	BEPC
diplopr5	Bac Technique
diplopr6	Bac
Diplopr Référence	Bac + 2 ou Bac +3
csper1	agriculteurs
csper2	artisan commerçant
csper3	cadre, professions libérales
csper4	professions intermédiaires
csper5	employés
csper6	ouvriers
csper de référence	Sans prof ou non renseigné
zone 1	Région Parisienne
zone 2	Villes de + 100.000
Zone de Référence	Autres
Natio	Française
hospita	A été hospitalisé durant une nuit durant les six dernières semaines
muassu1	Possède une mutuelle

— |

| —

— |

| —