



Les prestations sociales et l'offre de travail: Y a-t-il une trappe à inactivité?

David Margolis, Christophe Starzec

► To cite this version:

David Margolis, Christophe Starzec. Les prestations sociales et l'offre de travail: Y a-t-il une trappe à inactivité?. *Economie publique: Etudes et recherches = Public economics*, 2005, 17, pp.71-120. halshs-00202293

HAL Id: halshs-00202293

<https://shs.hal.science/halshs-00202293>

Submitted on 4 Jan 2008

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Les aides sociales et l'offre de travail :

Y a-t-il une trappe à inactivité ?

David N. Margolis^{*}

Christophe Starzec[†]

Octobre 2001[‡]

^{*} CNRS, TEAM - Université de Paris 1 Panthéon – Sorbonne, CREST - Laboratoire de microéconométrie et IZA.

[†] CNRS, TEAM - Université de Paris 1 Panthéon - Sorbonne et INSEE - Division Etudes Sociales.

[‡] Ce recherche à été financé en partie par le Commissariat Général au Plan. Les auteurs tiennent à remercier Véronique Simonnet et Michel Sollogoub pour des discussions utiles, Marc Gurgand pour nous avoir donné ses algorithmes de calcul des transferts et prélèvements aides sociales et ses commentaires, Guy Laroque pour ses commentaires et l'INSEE (Division Etudes Sociales) pour l'accès à la base de données appariées (Enquête Revenus Fiscaux 1996 et Enquête Emploi 1997).

Résumé

Ce papier évalue la pertinence de l'argument qui suggère que la générosité de l'aide sociale en France pourrait engendrer une sorte de "trappe à inactivité" (où certains individus préfèrent rester hors du monde de travail, subsistant sur l'assistance fournie par la collectivité, plutôt que d'essayer d'occuper un emploi salarié) en s'appuyant sur des données représentatives de la population française. Notre stratégie consiste tout d'abord à caractériser la population qui touche des aides sociales, notamment le Revenu Minimum d'Insertion (RMI), et de voir dans quelle manière elle diffère de la population active. Après avoir établi les raisons qui conduisent à soupçonner l'existence d'une "trappe à inactivité", nous mesurons la taille de la trappe à inactivité en estimant un modèle de gains et un modèle d'emploi et en utilisant les détails institutionnels du système d'aide sociale en France en 1996. Une fois caractérisé la distribution de cette mesure de la trappe en distinguant les allocataires du RMI en 1995 des autres, nous estimons un modèle d'offre de travail simple, dans lequel nous cherchons à voir si notre mesure de la trappe à inactivité entre de manière significative. Nous trouvons, malgré les apparences des statistiques descriptives décomposées par activité, qu'il n'y a pas de rapport significatif entre le fait d'avoir aucun gain monétaire espéré à être actif et la décision de se porter effectivement sur le marché du travail.

Abstract

This paper considers the relevance of the argument that generous welfare payments can induce an "inactivity trap" (where people prefer to remain outside of the labor market, subsisting on transfer payments, than to look for paid employment) using representative data on the French population. We begin by characterizing the population that receives social transfers, in particular the guaranteed minimum income (RMI), and by comparing these people to the population of labor market participants. After briefly describing why one might suspect an inactivity trap, we measure its size by estimating earnings and employment models, and by using the institutional details of the system of taxes and transfers in France in 1996. We then characterize the distribution of the trap, distinguishing between those actually who received welfare in 1995 and the others. We end by estimating a model of work force participation as a function of this measure of the size of the trap. We find that, despite appearances to the contrary that arise in the sample statistics decomposed by observed activity status, there is no significant relation between the absence of an expected monetary gain to activity and the realized activity decision.

Mots clés: trappe à inactivité, RMI

Key words: Inactivity trap, Guaranteed Minimum Income

Codes JEL / JEL Codes: J22, I38

1. Introduction

Le développement du chômage et de la pauvreté d'une part, l'accroissement des aides et transferts sociaux distribués sous condition de ressources d'autre part, créent des situations où l'on peut soupçonner que le gain monétaire tiré du travail est faible par rapport à ce que l'on peut obtenir par les revenus de remplacement et de prestations sans travailler. Dans ce cas l'individu peut tomber dans une « trappe à inactivité » où la situation d'assisté est économiquement plus avantageuse que celle d'un travailleur. L'objet de cet article est d'évaluer dans quelle mesure les interactions entre le système de rémunération du travail et le système de prélèvements et de transferts augmentent la probabilité de la substitution du travail par l'assistance.

Cette problématique a été largement discutée et analysée dans un cadre plus général de comportement de l'offre de travail par rapport à la fiscalité (cf. Danziger et al (1981), Moffit (1992), Blundel (1995), Bourguignon et Magnac, (1990)). Si dans un cadre théorique le problème peut être bien posé il est beaucoup plus difficile à traiter empiriquement. L'observation des comportements réels face à l'évolution de la fiscalité pendant de longues périodes ne donne de résultats que partiellement réconfortants pour la théorie à cause sans doute de manque des données adaptées (Blundell et al , 1998). Dans ce contexte des approches par micro-simulation permettant d'évaluer pour chaque individu l'importance, en termes monétaire, de l'écart entre la situation hypothétique de travail et celle d'inactivité, apportent un éclairage très pertinent (OCDE, 1995).

Dans ce papier on propose une démarche qui s'inspire de ce type d'approche. On s'appuie sur l'observation des comportements individuels pour estimer les conditions de rémunération sur le marché de travail pour les hommes et pour les femmes. Ensuite le passage d'inactivité à activité des parents (le chef de ménage et son conjoint, si présent) est simulé et ses conséquences financières sont

évaluées par la prise en compte de l'ensemble des changements dans les revenus dus à l'activité, en considérant les variations de transferts et des les prélèvements fiscaux et sociaux.

2. Méthode d'approche et modèles théoriques sous-jacents.

La probabilité d'existence de la trappe à inactivité et la mesure de sa taille est évaluée en partant d'un modèle théorique où l'on suppose qu'un ménage fonctionne comme un décideur unique, choisit son offre de travail en fonction de l'utilité fournie par sa consommation et son loisir. Les transferts sociaux permettent au ménage de consommer sans réduire son loisir (par le fait de travailler), mais le choix de travailler ou non ne se fait pas exclusivement sur ces bases. D'autres éléments peuvent être introduits, tels qu'un "stigma social" associé à la perception de l'aide sociale, ainsi que le fait que certaines dépenses minimales nécessaires (notamment en matière de garde d'enfants) peuvent varier avec la décision de travailler ou non. Les modèles d'offre de travail utilisés par la suite sont dérivés de ce modèle.

Une fois les conditions qui suggéreraient l'existence d'une "trappe à inactivité" sont identifiées, on traite le problème de la mesure de sa taille. Si une trappe existe, et si on peut mesurer des revenus d'emploi pour les ménages qui ne travaillent pas, l'écart entre les revenus disponibles du ménage où tous ces membres adultes travaillent et le cas où aucun ne travaille, fournirait une borne inférieure de la taille monétaire de cette trappe.

Un modèle de gains avec sélection est estimé (en utilisant l'Enquête sur l'Emploi 1997 et l'Enquête Revenus Fiscaux 1996) pour évaluer les revenus espérés du travail de ménage. Ensuite on applique les barèmes du système de prestations sociales et du système fiscal pour mesurer l'évolution de revenu de ménage en cas de changement de statut d'activité. L'écart entre les deux quantités - le

revenu disponible en cas d'activité et le revenu disponible en cas d'inactivité - mesuré en logarithme, est notre mesure de la taille de la trappe à inactivité¹.

Après avoir analysé la distribution de cette mesure de la trappe en termes de statut par rapport à la perception du RMI en 1996, un modèle d'offre de travail simple est estimé, dans lequel on teste si la mesure de la trappe à l'inactivité a un effet significatif sur les comportements d'activité. Sont estimés à la fois des modèles dichotomiques travail/inactivité et des modèles censurés, où l'inactivité et le chômage sont assimilés et la variable dépendante est le nombre d'heures travaillées. Dans ce contexte, l'estimation préalable de la taille de la trappe correspond à l'étape d'instrumentation dans une procédure de variables instrumentales, une procédure qui sera nécessaire pour contrôler l'endogénéité de la taille de la trappe par rapport à la décision de participer au marché du travail.

2.1 L'offre de travail et les revenus de transferts

Avant de procéder à l'estimation des modèles de gains un bref rappel du modèle de base d'offre du travail est présenté, pour bien préciser de quelle manière l'impact éventuel des transferts est pris en compte. Il s'agit d'une version simple du modèle néoclassique, comparable aux modèles élaborés entre autres par Varian (1995). On suppose un ménage avec un individu, qui maximise une fonction d'utilité (U) avec deux arguments, loisir (l) et un bien de consommation (c). La fonction d'utilité est supposée 2 fois continûment différentiable, croissante dans ces deux arguments ($\frac{\partial U}{\partial c} = U_c \geq 0$ et $\frac{\partial U}{\partial l} = U_l \geq 0$) et strictement concave, avec une utilité marginale strictement décroissante ($U_{cc} < 0$ et $U_{ll} < 0$). L'individu peut espérer² de gagner w par heure de travail, et il dispose des revenus de transferts de r . Le bien de consommation est le numéraire, et il y a L heures

¹ Les autres revenus, indépendants de l'activité, ne sont pas pris en compte pour l'évaluation de l'écart entre les deux sources de revenu. Néanmoins, des non-linéarités dans la fonction d'offre de travail par rapport à la consommation impliquent que ces revenus pourraient également influencer la décision de travailler.

² La formulation en termes de salaire espéré permet de prendre en compte l'incertitude de l'individu par rapport à la probabilité de trouver un emploi s'il se porte sur le marché du travail pendant l heures et également l'incertitude sur le salaire qui percevrait s'il trouve un emploi. Nous supposons ici une neutralité par rapport au risque.

possibles du travail par mois. L'épargne n'étant pas possible, le problème qui se pose peut être exprimé comme une maximisation

$$\begin{aligned} & \max_{l,c} U(l,c) \\ \text{Sous contraintes:} \\ & c = w(L-l) + r \\ & l \geq 0 \\ & l \leq L \end{aligned}$$

Les conditions de premier ordre pour une solution de ce problème impliquent que l'individu choisit l^* heures de loisir, où l^* est défini comme la valeur de l qui résout l'équation :

$$\frac{U_l(l^*, w(L-l^*) + r)}{w} = U_c(l^*, w(L-l^*) + r).$$

Mais ce niveau de loisir est contraint de tomber entre 0 et L . Donc, sous les hypothèses de continuité et de monotonie exprimées ci-dessus, l'individu choisirait l'activité si $l^* < L$.

Exprimons le niveau optimal de loisir l^* comme une fonction de salaire espéré et des revenus de transferts $l^*(w, r)$. Sous l'hypothèse de concavité stricte de la fonction d'utilité et de la normalité du loisir, on sait que $\partial l^* / \partial r > 0$, et donc le nombre d'heures de travail désiré baisse avec les revenus de transferts. Autrement dit, plus fort sont des revenus de transferts, plus faible sera l'offre de travail, et la probabilité pour l'individu de se retirer du marché du travail plus grande. Ce résultat constitue l'argumentation économique de l'existence de la trappe à inactivité : plus forte sont les transferts par rapport aux revenus d'activité, plus faible sera le désir d'être actif.

3. Mesure de la taille de la “trappe à inactivité”

La taille de la trappe à inactivité est définie comme l'écart entre les revenus disponibles espérés d'activité et les revenus disponibles de transferts qui remplaceraient les salaires si le ménage ne travaillait pas.³ L'estimation s'effectue en trois étapes.

1. On estime un modèle de gains pour prédire le salaire de marché, et un modèle d'emploi pour prédire le risque de chômage, pour tous les individus de notre échantillon. Les salaires et les probabilités d'emploi prédits de ce modèle sont utilisés pour évaluer la valeur d'activité pour chaque individu.
2. On calcule la valeur des transferts sociaux auxquels a droit chaque ménage en fonction des caractéristiques démographiques, du statut par rapport à l'emploi, à l'école et au service militaire, ainsi que le montant de l'impôt à payer.
3. On calcule la différence, en logarithmes, des deux quantités. L'écart observé en termes des différences des logarithmes est considéré comme une mesure de la trappe à inactivité. Cette formulation permet de calculer des élasticités de façon plus directe par la suite.

Les revenus non salariaux (comme les revenus de patrimoine) sont aussi pris en compte, notamment dans les estimations du modèle d'emploi, mais on les considère comme constants par rapport à l'activité et sans impact sur l'écart.

3.1 Estimation des revenus potentiels d'activité - le modèle de gains

En estimant un modèle de gains, surtout lorsqu'on s'intéresse explicitement à la question de participation, il convient de tenir compte des biais de sélection potentiels dans les coefficients

³ Pour simplifier, on considère ici le cas où soit tous les parents présents travaillent, soit personne parmi les parents présents ne travaille. Ainsi on exclut la possibilité qu'un des parents travaille alors que l'autre reste inactif. Cette restriction sera assouplie lors de l'estimation de nos modèles d'activité.

estimés. Ce biais vient du fait que, toute chose égale par ailleurs, les individus qui peuvent prétendre aux salaires plus importants se trouveront employés avec une probabilité plus élevée que les individus dont la valorisation de leurs caractéristiques par le marché est plus faible. Pour corriger ce biais, il faut estimer simultanément un modèle de gains et un modèle d'emploi, en permettant les résidus des deux modèles à être corrélés.

Un critère essentiel pour l'identification de ce modèle est la présence des instruments valables, autrement dit des restrictions d'exclusion permettant d'exploiter certaines variables dans le modèle d'emploi qui ne se trouvent pas dans le modèle de gains. Toute source de revenu non-salariale peut être utilisée à cet effet.

Un problème supplémentaire se pose dans notre cas. On utilise les valeurs prédites de l'équation de gains pour construire une mesure de la taille de la trappe à inactivité (et ainsi une fonction de toutes les variables qui ont servi à identifier le salaire, notamment le résidu généralisé de l'équation d'emploi), et celles-ci seront utilisées pour l'estimation du modèle de participation. Ainsi, la variable principale d'intérêt risque d'être mal identifiée. Pour régler ce problème, il faut trouver un ensemble de variables qui seront corrélés avec la taille de la mesure de la trappe, mais orthogonaux à la probabilité de participer conditionnelle. C'est pour cette raison que l'on insiste sur la distinction entre le modèle d'emploi utilisé ici, qui est auxiliaire mais essentiel pour la correction du biais de sélection, et le modèle de participation. L'identification reposera sur les variables qui déterminent l'employabilité conditionnelle de la décision de participer.

Le tableau 1 donne les résultats de l'estimation du modèle du log de salaire, estimé séparément pour les hommes et pour les femmes. Les estimations du modèle d'emploi sous-jacent se trouvent dans le tableau 2. Les résultats correspondent bien à ce qu'on trouve typiquement dans la littérature sur l'estimation des modèles de gains en France, malgré le fait qu'on considère des revenus

mensuels et non pas des salaires horaires.⁴ Un des aspects particuliers des résultats est la corrélation négative estimée entre les résidus de l'équation de log du salaire et l'équation de l'emploi. Cela suggère que les individus qui, pour un ensemble de caractéristiques donnés, travaillent alors qu'ils notre modèle prédit qu'ils ne devraient pas, ont souvent un salaire supérieur à celui prédit simplement à partir leurs caractéristiques observables. Un résultat semblable a été trouvé aussi dans d'autres estimations de ce type de modèle pour la France.

⁴ Voir, par exemple, Margolis (1996). Une grande littérature s'est développée autour de l'estimation de ce type de modèles de gains, en considérant la possibilité que l'ancienneté soit endogène (voir, par exemple, Abraham et Farber (1987,1988), Altonji et Shakotko (1987), Topel (1991) et Altonji et Devereaux (1996)). Il n y a pas de consensus sur l'importance du biais potentiel, bien que des recherches récentes suggèrent qu'il ne soit pas significativement différent de zéro.

Tableau 1
Résultats de la régression sur le log du salaire mensuel
(Ecart-types en parenthèses)

Variable	Hommes	Femmes
Diplôme CAP ou BEP, et BEPC	0.204 *** (0.017)	0.214 *** (0.024)
Baccalauréat général seul	0.389 *** (0.028)	0.367 *** (0.028)
1er cycle universitaire	0.438 *** (0.036)	0.506 *** (0.035)
2ème ou 3ème cycle universitaire	0.730 *** (0.028)	0.744 *** (0.031)
Age	0.513 (1.163)	4.201 *** (1.620)
Age ²	-0.069 (0.460)	-1.640 ** (0.644)
Age ³	0.006 (0.079)	0.276 ** (0.111)
Age ⁴	-5.23E-04 (4.93E-03)	-1.70E-02 ** (6.95E-03)
Ancienneté	1.68E-02 *** (2.01E-03)	3.55E-02 *** (2.35E-03)
Ancienneté ²	-2.05E-04 *** (6.16E-05)	-4.25E-04 *** (6.48E-05)
Constante	7.497 *** (1.084)	4.370 *** (1.499)
Coefficient de corrélation entre les résidus	-0.585 *** (0.088)	-0.706 *** (0.080)
Nombre d'observations	12784	10845
Nombre de travailleurs	9581	8226
Log de vraisemblance	-1.22E+07	-1.18E+07

Source: Fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 - Enquête Emploi 1997.

NB: Régressions avec correction pour biais de sélection en emploi à la Heckman, séparées pour hommes et pour femmes, individus actifs seulement. Pondérations proviennent de l'Enquête Revenus Fiscaux. Tous les variables proviennent de l'Enquête Emploi, et correspondent au mois de mars de 1997, sauf ceux qui sont signalés ERF96. Le modèle de salaire comprend 14 indicatrices de niveau de diplôme et 15 indicatrices de secteur d'activité. Ce tableau concerne les individus entre 16 et 59 ans ayant terminé leurs études initiales. Voir l'annexe données pour les critères de sélection. Les résultats du modèle d'emploi se trouvent dans le tableau 5.

*=significative à 10%, **=significative à 5%, ***=significative à 1%.

Tableau 2 Résultats du modèle d'emploi (Ecart-types entre parenthèses)		
Variable	Hommes	Femmes
CAP, BEP, et BEPC	0.221 *** (0.051)	0.202 *** (0.055)
Baccalauréat général seul	0.107 (0.071)	0.166 *** (0.063)
1er cycle universitaire	0.165 (0.110)	0.452 *** (0.105)
2ème ou 3ème cycle universitaire	0.085 (0.062)	0.164 ** (0.066)
Age	20.735 *** (2.545)	7.603 *** (2.892)
Age ²	-7.825 *** (1.032)	-2.694 ** (1.172)
Age ³	1.280 *** (0.180)	0.435 ** (0.204)
Age ⁴	-0.077 *** (0.011)	-0.027 ** (0.013)
Taux de chômage local	-0.922 ** (0.379)	-1.174 *** (0.429)
Célibataire	-0.267 *** (0.037)	-0.013 (0.033)
1 enfant	0.050 (0.035)	-0.103 *** (0.033)
2 enfants	0.038 (0.040)	-0.101 ** (0.042)
3 enfants	-0.047 (0.065)	-0.219 *** (0.070)
Allocations familiales en 1996 (ERF96)	2.84E-06 (2.57E-06)	-4.39E-06 (2.90E-06)
Pension Aliminaire en 1996 (ERF96)	1.32E-06 (1.73E-06)	1.40E-06 (2.05E-06)
Plus-values du ménage en 1996 (ERF96)	-1.12E-06 ** (5.39E-07)	-1.18E-07 (3.43E-07)
Revenus fonciers du ménage en 1996 (ERF96)	-3.62E-06 *** (8.76E-07)	-3.02E-06 *** (8.36E-07)
Revenus des valeurs mobilières en 1996 (ERF96)	-1.85E-06 (1.29E-06)	-2.86E-09 (3.13E-07)
Constante	-18.990 *** (2.272)	-7.124 *** (2.589)

Source: Fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 - Enquête Emploi 1997.

NB: Equations de sélection du modèle de log du salaire avec correction pour biais de sélection à la Heckman, séparées pour hommes et pour femmes, individus actifs seulement. Pondérations proviennent de l'Enquête Revenus Fiscaux.

Tous les variables proviennent de l'Enquête Emploi, et correspondent au mois de mars de 1997, sauf ceux qui sont signalés ERF96. Le modèle d'emploi comprend 14 indicatrices de niveau de diplôme et des indicatrices pour 1, 2, ..., 10 enfants et plus. Ce tableau concerne les individus entre 16 et 59 ans ayant terminé leurs études initiales. Voir l'annexe données pour les critères de sélection. * = significative à 10%, ** = significative à 5%, *** = significative à 1%.

Les instruments choisis afin d'identifier l'équation d'emploi par rapport au modèle de log du salaire sont, de façon générale, significatifs: le taux de chômage local entre dans l'équation d'emploi de manière très forte, et avec le signe attendu, et les indicatrices régionales sont conjointement très significatives. Les sources de revenu non salarial provenant des sources financières (tels que des revenus fonciers pour les deux sexes et les plus values pour les hommes) sont clairement associées à une probabilité d'emploi plus faible, ce qui veut dire plus un ménage profite de ces sources de revenus moins ses membres ont besoin de travailler pour atteindre le même niveau de consommation, et donc la probabilité d'emploi est plus faible.⁵ Par contre, les revenus de transfert liés à la structure démographique de ménage (allocations familiales et pensions alimentaires), ne semblent pas respecter une logique aussi claire.

Lorsqu'on trace les distributions de salaires observés et prédits selon les tableaux 1 et 2, on constate relativement peu de différences entre les caractéristiques des hommes employés et ceux de la population en général (figure 1). Par contre, on retrouve le résultat bien connu pour les femmes: celles qui travaillent sont une sous-population particulière de l'ensemble des femmes, et il existe un biais de sélection dans une équation de gains. Les femmes en dehors de l'emploi ont des caractéristiques observables qui impliquent qu'elles auraient des salaires plus faibles que les femmes qui se portent sur le marché du travail. Toutefois le coefficient de corrélation (négatif) très fort entre les résidus de l'équation de gains et celui de l'emploi suggère que les femmes qui ont une probabilité plus forte d'être active auront, toutes choses égales par ailleurs, des salaires en général plus faibles que ceux auxquels les femmes inactives pourraient prétendre. Ce fait pourrait traduire une

⁵ Une régression supplémentaire par moindres carrés ordinaires démontre que, même si les indicatrices régionales sont corrélés de façon significatif avec le log de salaire, le taux de chômage local ne l'est ni pour les hommes, ni pour les femmes. Parmi les autres sources de revenus non salariaux, seuls les pensions alimentaires sont significatifs.

hétérogénéité inobservée dans les salaires de réserve des femmes, une hétérogénéité qui n'est pas complètement prise en compte par les indicatrices de perception de transferts sociaux.

Figure 1 : Log du salaire, Hommes

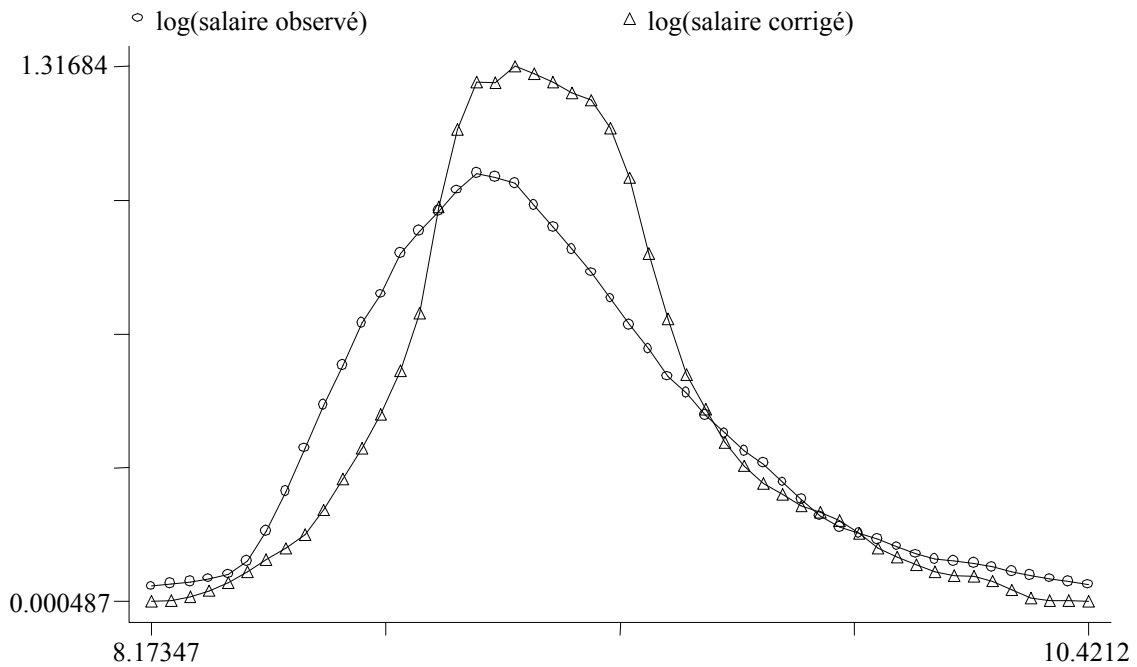
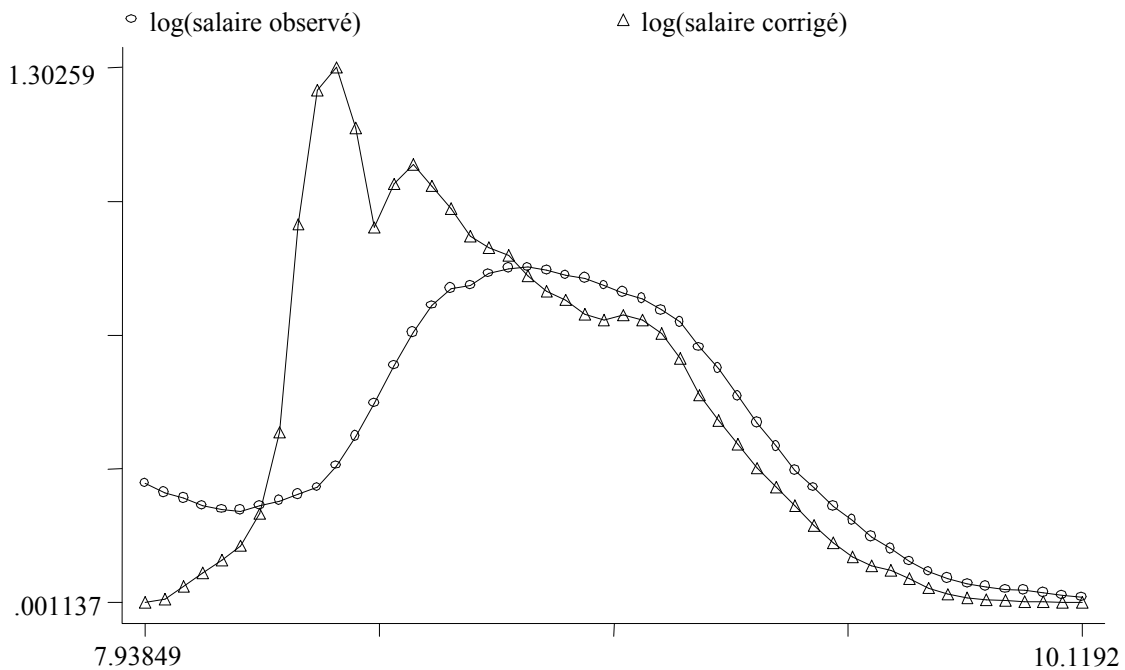


Figure 2 : Log du salaire, Femmes



4. La taille de la “trappe à inactivité” et sa distribution

La taille de la trappe à inactivité a été définie comme la différence entre le logarithme du revenu disponible dans la situation d'activité et celle d'inactivité. Le revenu disponible a été considéré comme la somme de l'espérance⁶ des revenus d'activité⁷ des transferts et des revenus non salariaux moins les impôts et prélèvements⁸. La mesure de l'écart étant une différence entre deux valeurs logarithmiques, son niveau s'interprète comme le gain de revenu (en pourcentage) lorsque l'on passe de l'inactivité à l'activité.

4.1 La taille de la trappe et la structure de ménage

Le tableau 3 caractérise la taille de la trappe à inactivité ainsi définie par type démographique de ménage : couples, célibataires (différenciés par sexe), sans enfants ou avec 1, 2, 3 enfants et plus. Pour les ménages qui n'ont aucune source de revenu, on a affecté une valeur du log de revenu disponible égal à zéro. Par ailleurs, les ménages dont les revenus d'activité ne sont pas suffisants pour dépasser le seuil de RMI ou de API bénéficient d'un complément de revenus apporté par ces

⁶ Nous considérons ici l'espérance mathématique des revenus d'activité. Ces revenus espérés étant évalués à la moyenne de la distribution des perturbations du modèle décrit en tableau 1, une autre possibilité aurait été de simuler les revenus espérés pour chaque individu en tirant dans la loi des résidus empiriques pour chaque individu impliquée par les résultats des estimations du tableau 1. Cette approche, utilisée par Laroque et Salanié (2000), permet de mieux répliquer la distribution des revenus observés dans les données, mais il ne prend pas en compte le fait qu'un individu (neutre par rapport au risque) fasse sa décision en fonction de la moyenne de cette distribution.

⁷ On considère ici les revenus d'activité espérés, et non pas les revenus de travail espérés. Les revenus d'activité espérés sont calculés comme le produit des revenus de travail espérés (dérivés selon les résultats du tableau 4) et la probabilité espérée d'emploi, conditionnelle à l'activité. Ce dernier a été estimé selon un modèle probit avec correction pour le biais de sélection induit par la possibilité que les individus actifs ne soient pas un échantillon aléatoire de la population. Les résultats de ces estimations se trouvent dans l'annexe, tableaux A et B.

⁸ L'algorithme pour évaluer les transferts disponibles de ménages nous a été fourni par Marc Gurgand. Cet algorithme exploite les paramètres du système français des transferts et des impôts en 1996 et il inclut les transferts sociaux suivants : les Allocations familiales, le Revenu minimum d'insertion, l'Allocation de parent isolé, les Allocations logement, le Complément familial, l'Allocation de rentrée scolaire et l'Allocation pour jeune enfant. Cet algorithme calcule les revenus disponibles, et ainsi prend en compte le traitement différencié des divers transferts et des revenus d'activité. Étant donné que nous ne disposons pas des informations sur le montant du loyer payé (nécessaire pour la détermination de l'éligibilité pour les allocations logement), nous utilisons l'indicatrice provenant de l'Enquête Revenus Fiscaux de perception des allocations logement en 1996 pour déterminer l'éligibilité d'un ménage pour cette prestation.

allocations, ce qui aura souvent comme conséquence de mettre (selon notre mesure) à zéro la différence de revenu espéré entre activité et inactivité.^{9 10}

Tableau 3							
La taille de la "trappe à inactivité" selon le nombre d'enfants							
Type de ménage	Nombre de ménages	Log[E(Revenus d'activité)]-Log[E(Revenus de transfert)]					
		Moyenne	Ecart Type	Médiane	Maximum	Minimum	Pct Positif
Tous les ménages							
Un parent présent	3971	0.659	0.448	0.671	2.037	-0.072	94.06%
dont: Homme chef du ménage	1658	0.810	0.394	0.834	2.037	-0.014	98.79%
Femme chef du ménage	2313	0.551	0.452	0.461	1.792	-0.072	90.66%
Deux parents présents	10956	1.200	0.455	1.268	2.431	-0.073	98.54%
Tous les ménages	14927	1.056	0.512	1.132	2.431	-0.073	97.35%
Ménages sans enfants							
Un parent présent	2837	0.754	0.423	0.782	2.037	-0.072	97.67%
dont: Homme chef du ménage	1525	0.813	0.395	0.839	2.037	-0.014	98.69%
Femme chef du ménage	1312	0.685	0.444	0.694	1.792	-0.072	96.49%
Deux parents présents	3459	1.176	0.537	1.304	2.398	-0.073	96.96%
Tous les ménages	6296	0.986	0.532	1.016	2.398	-0.073	97.28%
Ménages avec 1 ou 2 enfants							
Un parent présent	1015	0.447	0.425	0.290	1.769	-0.064	87.00%
dont: Homme chef du ménage	126	0.775	0.385	0.810	1.769	0.069	100.00%
Femme chef du ménage	889	0.401	0.410	0.246	1.623	-0.064	85.15%
Deux parents présents	5943	1.278	0.390	1.317	2.431	0.000	99.31%
Tous les ménages	6958	1.157	0.492	1.249	2.431	-0.064	97.51%
Ménages avec 3 enfants et plus							
Un parent présent	119	0.204	0.270	0.102	1.366	-0.021	68.07%
dont: Homme chef du ménage	7	0.649	0.365	0.516	1.176	0.326	100.00%
Femme chef du ménage	112	0.176	0.239	0.078	1.366	-0.021	66.07%
Deux parents présents	1554	0.953	0.386	0.976	2.053	0.000	99.10%
Tous les ménages	1673	0.900	0.425	0.941	2.053	-0.021	96.89%
Source: Calcul des auteurs sur la base de la fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 - Enquête Emploi 1997.							
NB: Le calcul utilise les revenus de travail espérés disponibles non-conditionnels (sur l'emploi) pour les parents d'un ménage sur la base des résultats du tableau 4 et le probabilité espéré d'emploi conditionnelle à l'activité (annexe tableaux A et B). Les revenus de transferts disponibles comprennent l'Allocation familiale, le Revenu minimum d'insertion, l'Allocation de parent isolé, les Allocations logement, le Complément de l'allocation familiale, l'Allocation de rentrée scolaire et l'Allocation pour jeune enfant. Les ménages sans aucun droit aux transferts sociaux ont une valeur de Log[E(Revenus de transfert)] de 0. Les revenus d'activité sont calculés avec la possibilité de bénéfici�r du RMI ou de l'API si �ligible (revenus d'activité esp�r�s inf�rieurs au seuil de revenu minimum). Les chiffres prennent en compte le traie�ment fiscal diff�renci�� des transferts divers et des revenus de travail.							

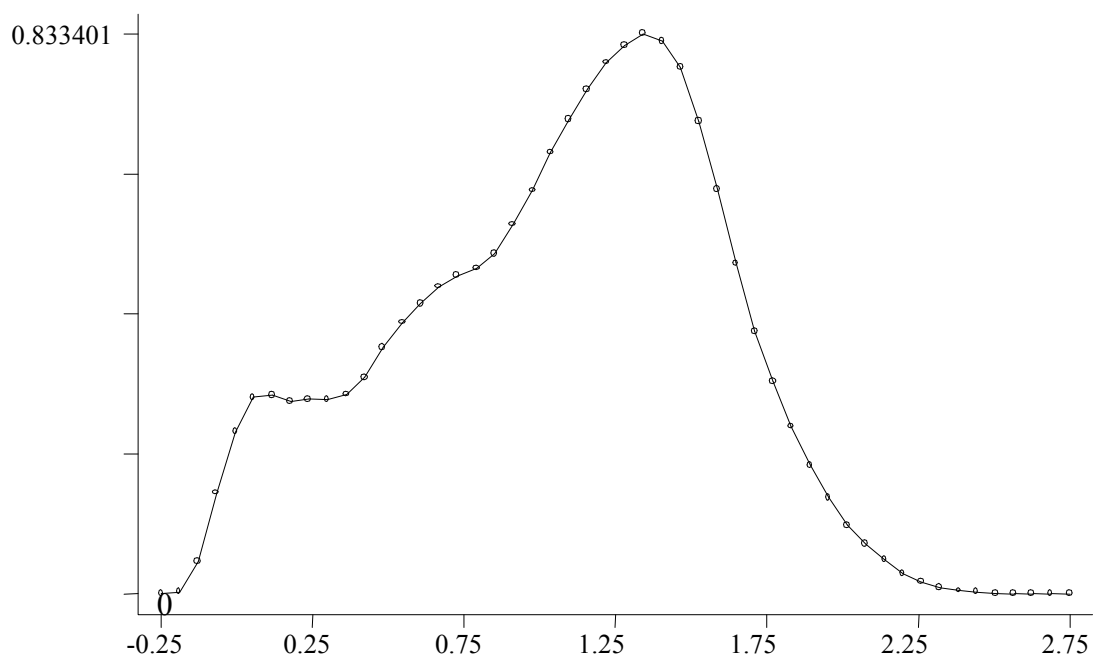
⁹ Cette manière de traiter des revenus d'activité faibles correspond à la situation actuelle en France, mais elle n'est pas pertinente pour l'expérience hypothétique où on compare les revenus d'activité dans l'absence de la possibilité de bénéficier du RMI ou de l'API aux revenus de transfert avec la présence du RMI et de l'API. Les résultats de cette deuxième expérience ressemblent beaucoup aux résultats mentionnés ici, et ils sont disponibles des auteurs sur demande.

¹⁰ L'écart peut être négatif si la présence de revenus d'activité réduit certains autres transferts (tels que les allocations logement, le complément familial ou l'allocation de rentrée scolaire) par rapport à la situation où le ménage ne dispose d'aucun revenu d'activité. Néanmoins, cette situation se présente chez seulement un quart des ménages qui n'ont pas de gain positif à travailler, soit 0,67% de notre échantillon.

On peut constater que, pour l'ensemble des ménages, le revenu disponible de ménage en cas où tous les adultes travaillent est en moyenne plus de deux fois plus grand que lorsque aucun adulte ne travaille et le ménage bénéficie de tous les transferts sociaux auxquels il a droit. Toutefois, 2,65% des ménages n'ont strictement aucun gain de revenus disponibles si tous les parents se mettaient à travailler, par rapport à la situation où les parents restaient inactifs. Pour ces ménages on pourrait considérer qu'il existe une trappe à inactivité potentielle. Par ailleurs, ce pourcentage représente vraisemblablement la borne inférieure de la véritable part de l'échantillon qui ne gagnerait rien si les parents se mettaient à travailler. En effet, dans l'estimation on ne prend pas en compte les coûts de certains services que le ménage devrait subir en passant de l'inactivité à l'activité professionnelle (par exemple la garde des jeunes enfants).

La distribution des écarts pour l'ensemble des ménages (Figure 3) est asymétrique : la moyenne est inférieure à la médiane d'environ 7%. Le mode principal semblant être situé autour de 1,3, mais il y a un mode secondaire à 0, dû au complément de revenus apporté par les transferts différentiels (RMI et API) en cas d'éligibilité.

Figure 3 : Distribution de l'écart entre revenus d'activité et revenus de transfert

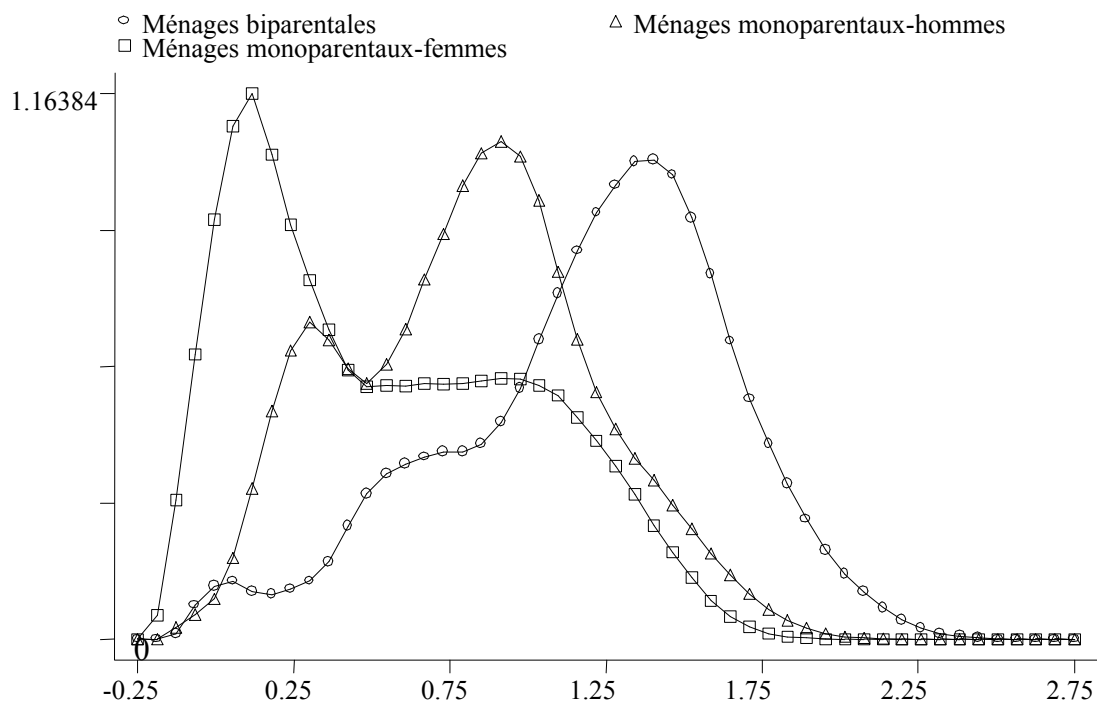


Certains types de revenus de transfert ne sont attribués qu'aux familles monoparentales (Allocation de parent isolé, par exemple) et d'autres en fonction du nombre d'enfants (allocations familiales, allocation pour jeune enfant). Le tableau 3 décompose la distribution par type de ménage (mono- ou bi-parental) et par nombre d'enfants. Tous les écarts sont significativement plus grand pour les ménages où les deux parents sont présents par rapport à ceux où il n'y a qu'un parent, alors que les différences selon le nombre d'enfants ne semblent pas aussi fortes.

Les distributions de la taille de la trappe à inactivité pour différentes configurations familiales montrent une grande diversité (Figure 4). La distribution des ménages monoparentaux avec femme comme chef du ménage domine stochastiquement (d'ordre 1) celle des ménages monoparentaux avec homme comme chef du ménage mais pas celle des ménages bi-parentaux, et la distribution des ménages monoparentaux avec homme comme chef du ménage ne domine pas stochastiquement celle des ménages bi-parentaux même si la première semble toujours à gauche de la deuxième. Autrement dit, les écarts entre revenus disponibles du travail et revenus disponibles de transferts sont en général

plus petits pour les ménages monoparentaux avec femme comme chef de ménage que pour les ménages monoparentaux avec homme comme chef de ménage. En plus, ils sont souvent plus petits pour les ménages monoparentaux avec un homme ou une femme comme chef de ménage par rapport aux ménages bi-parentaux, même s'il est difficile de quantifier ce dernier résultat.¹¹ Une telle situation serait attendue si l'augmentation des revenus d'activité apportée par un deuxième parent en emploi est plus que proportionnelle que l'augmentation des revenus de transfert associé au passage d'une famille monoparentale à une famille bi-parentale.

Figure 4: Décomposition de la distribution de l'écart entre revenus d'activité et revenus de transfert par structure de ménage – parents présents

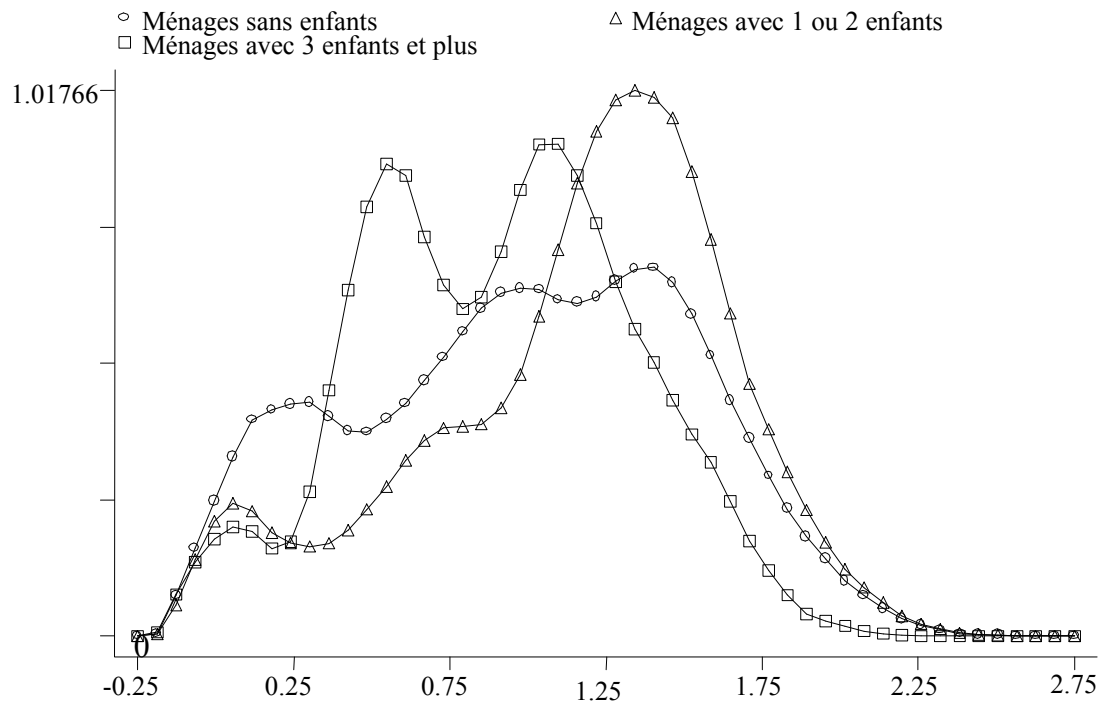


La décomposition par nombre d'enfants (Figure 5) est moins intuitive. Bien que plusieurs sortes de transferts sociaux, y compris le RMI et le API, varient avec le nombre d'enfants à charge dans le ménage, les distributions des écarts entre revenus d'activité et de transfert se recouvrent sur

¹¹ Une façon rapide à quantifier la faible distance de dominance stochastique d'ordre 1 est d'évaluer la part du support des distributions sur laquelle la dominance est violée. Dans notre cas, la distribution des ménages monoparentaux avec femme comme chef de ménage domine stochastiquement celle des ménages bi-parentaux sur 99,99% du support empirique des 3 distributions et la distribution des ménages monoparentaux avec homme comme chef de ménage domine stochastiquement celle des ménages bi-parentaux sur 93,67% du support empirique.

la masse de la distribution, et il n'y a aucune dominance stochastique. Ces distributions se caractérisent par une multimodalité, ce qui pourrait suggérer des sous-distributions hétérogènes, au moins selon le nombre de parents présents.

Figure 5 : Décomposition de la distribution de l'écart entre revenus d'activité et revenus de transfert par structure de ménage – nombre d'enfants



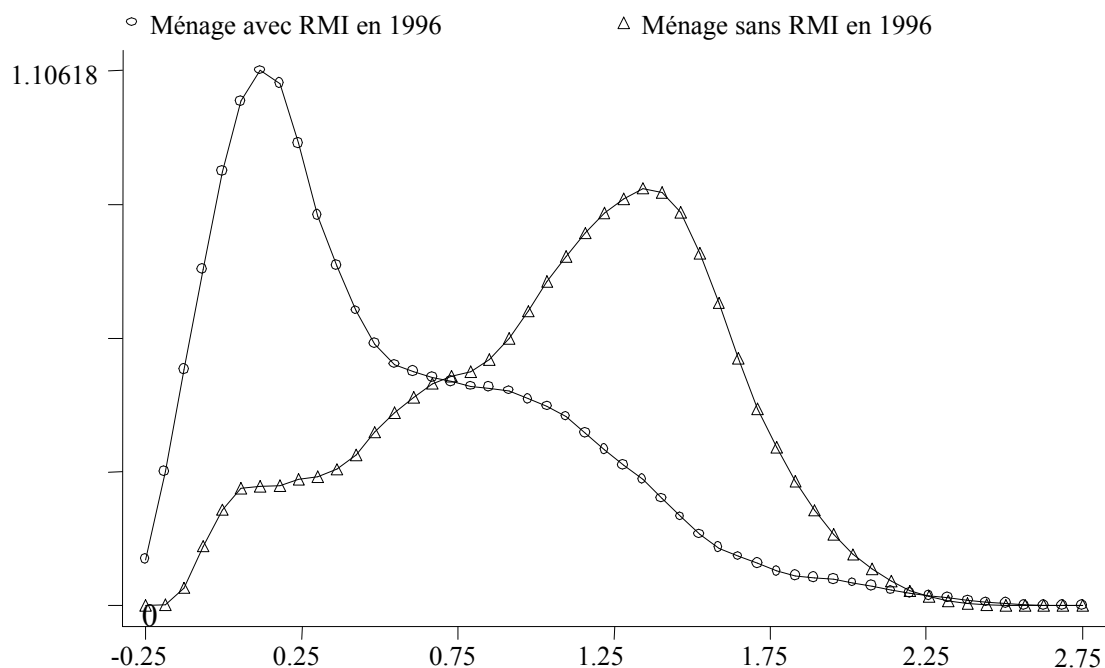
4.2 La taille de la trappe selon l'éligibilité au RMI ou à l'API l'année précédente

En utilisant la décomposition par structure de ménage (en termes de nombre de parents présents), le tableau 4 présente une décomposition supplémentaire par perception du RMI ou de l'API. Même si seulement environ 4,6 % des ménages ont touché le RMI ou l'API en 1996, il est évident que ces ménages sont ceux qui ont le moins à gagner en travaillant. L'écart moyen pour l'ensemble de la population est de 1.056, un peu plus (1.080) parmi les ménages qui n'ont pas touché le RMI ou l'API mais il s'élève à seulement 0,540 pour les ménages qui ont bénéficié d'un de ces transferts sociaux. La Figure 6 présente ces différences, où l'on voit encore une quasi-dominance

stochastique (sur 99,25% du support empirique des distributions) de la distribution des ménages ayant pu toucher le RMI ou l'API en 1996 sur les autres ménages.

Tableau 4							
La taille de la "trappe à inactivité" selon la perception du RMI/API							
Type de ménage	Nombre de ménages	Log[E(Revenus d'activité)]-Log[E(Revenus de transfert)]					
		Moyenne	Ecart Type	Médiane	Maximum	Minimum	Pct Positif
Tous les ménages							
Un parent présent	3971	0.659	0.448	0.671	2.037	-0.072	94.06%
dont: Homme chef du ménage	1658	0.810	0.394	0.834	2.037	-0.014	98.79%
Femme chef du ménage	2313	0.551	0.452	0.461	1.792	-0.072	90.66%
Deux parents présents	10956	1.200	0.455	1.268	2.431	-0.073	98.54%
Tous les ménages	14927	1.056	0.512	1.132	2.431	-0.073	97.35%
Ménages sans RMI/API en 1996							
Un parent présent	3554	0.701	0.440	0.719	2.037	-0.072	95.50%
dont: Homme chef du ménage	1530	0.830	0.393	0.859	2.037	-0.014	98.69%
Femme chef du ménage	2024	0.604	0.449	0.567	1.792	-0.072	93.08%
Deux parents présents	10692	1.207	0.451	1.274	2.431	-0.073	98.59%
Tous les ménages	14246	1.080	0.499	1.151	2.431	-0.073	97.82%
Ménages avec RMI/API en 1996							
Un parent présent	417	0.300	0.338	0.183	1.495	-0.059	81.77%
dont: Homme chef du ménage	128	0.571	0.327	0.527	1.495	0.069	100.00%
Femme chef du ménage	289	0.179	0.266	0.086	1.482	-0.059	73.70%
Deux parents présents	264	0.919	0.518	0.908	2.321	0.000	96.59%
Tous les ménages	681	0.540	0.515	0.387	2.321	-0.059	87.52%
Source: Calcul des auteurs sur la base de la fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 - Enquête Emploi 1997.							
NB: Le calcul utilise les revenus de travail espérés disponibles non-conditionnels (sur l'emploi) pour les parents d'un ménage sur la base des résultats du tableau 4 et le probabilité espéré d'emploi conditionnelle à l'activité (annexe tableaux A et B). Les revenus de transferts disponibles comprennent l'Allocation familiale, le Revenu minimum d'insertion, l'Allocation de parent isolé, les Allocations logement, le Complément de l'allocation familiale, l'Allocation de rentrée scolaire et l'Allocation pour jeune enfant. Les ménages sans aucun droit aux transferts sociaux ont une valeur de Log[E(Revenus de transfert)] de 0. Les revenus d'activité sont calculés avec la possibilité de bénéficier du RMI ou de l'API si éligible (revenus d'activité espérés inférieurs au seuil de revenu minimum). Les chiffres prennent en compte le traitement fiscal différencié des transferts divers et des revenus de travail.							

Figure 6 : Décomposition de la distribution de l'écart entre revenus d'activité et revenus de transfert selon éligibilité au RMI ou à l'API en 1996



Plus encore que les moyennes, les autres statistiques des distributions de l'écart entre les revenus espérés d'activité et les revenus de transfert indiquent des différences importantes entre les sous-populations avec et sans RMI ou API. Par exemple, la médiane de l'écart pour les ménages non-RMIstes est presque trois fois plus grande que celle des ménages RMIstes, tous types de ménages confondus. Cette différence vient majoritairement du fait que les ménages RMIstes sont beaucoup plus souvent des ménages monoparentaux que les ménages non-RMIstes (61 % et 25% respectivement). Il est intéressant de noter que 26% des ménages de ce type ne peuvent espérer de gagner, si la femme - chef de ménage se mettait à travailler. De façon plus générale, environ un ménage RMIste sur huit n'a pas de gain de revenus espéré disponible associé à l'emploi.

4.3 La taille de la trappe et activité

On a constaté que les ménages qui ont le moins à gagner en se portant sur le marché du travail en 1997 sont ceux qui ont été effectivement aidés par les transferts sociaux destinés à fournir un

revenu de subsistance en 1996 (RMI et API). Cela va dans le sens d'une substitution possible entre l'activité et l'assistance. En poursuivant cette piste, le gain potentiel de travail est analysé en fonction du nombre d'actifs dans le ménage (tableau 5). Lorsque l'on compare les ménages sans parents actifs avec les ménages avec au moins un parent actif, on constate que pour ces derniers le gain à travailler par rapport à inactivité est, en moyenne, 2,86 fois plus grand que pour les premiers. Le ménage médian sans actif a un gain à travailler (en termes de l'écart calculé) qui représente seulement 26% du gain potentiel des ménages où tous les parents travaillent. Les résultats suggèrent donc la possibilité d'existence d'une trappe à inactivité potentielle. La Figure 7 trace les distributions des écarts de revenus, ou la dominance stochastique est, encore une fois, presque atteinte (sur 99,58% du support empirique).

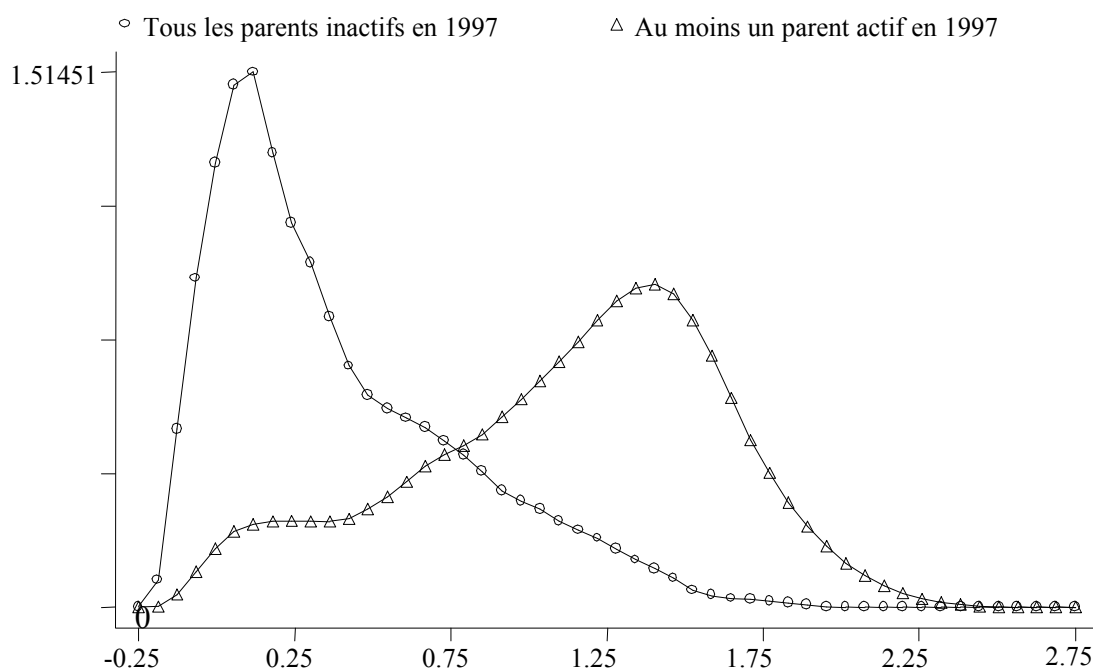
Tableau 5
La taille de la "trappe à inactivité" selon l'activité observée des parents

Type de ménage	Nombre de ménages	Log[E(Revenus d'activité)]-Log[E(Revenus de transfert)]					
		Moyenne	Ecart Type	Médiane	Maximum	Minimum	Pct Positif
Tous les ménages							
Un parent présent	3971	0.659	0.448	0.671	2.037	-0.072	94.06%
dont: Homme chef du ménage	1658	0.810	0.394	0.834	2.037	-0.014	98.79%
Femme chef du ménage	2313	0.551	0.452	0.461	1.792	-0.072	90.66%
Deux parents présents	10956	1.200	0.455	1.268	2.431	-0.073	98.54%
Tous les ménages	14927	1.056	0.512	1.132	2.431	-0.073	97.35%
Aucun des parents actifs							
Un parent présent	396	0.301	0.300	0.216	1.390	-0.050	85.61%
dont: Homme chef du ménage	131	0.484	0.305	0.454	1.390	-0.014	93.13%
Femme chef du ménage	265	0.211	0.253	0.131	1.134	-0.050	81.89%
Deux parents présents	629	0.441	0.430	0.315	1.769	-0.073	79.97%
Tous les ménages	1025	0.387	0.391	0.257	1.769	-0.073	82.15%
Un parent actif (couples seulement)							
Père actif	2461	1.069	0.401	1.096	2.198	-0.031	99.92%
Mère actif	668	0.849	0.494	0.880	2.189	-0.019	95.21%
Tous les ménages	3129	1.022	0.432	1.062	2.198	-0.031	98.91%
Tous les parents actifs							
Un parent présent	3575	0.699	0.444	0.722	2.037	-0.072	94.99%
dont: Homme chef du ménage	1527	0.838	0.389	0.868	2.037	0.000	99.28%
Femme chef du ménage	2048	0.595	0.454	0.550	1.792	-0.072	91.80%
Deux parents présents	7198	1.343	0.364	1.374	2.431	0.208	100.00%
Tous les ménages	10773	1.129	0.496	1.212	2.431	-0.072	98.34%

Source: Calcul des auteurs sur la base de la fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 - Enquête Emploi 1997.

NB: Le calcul utilise les revenus de travail espérés disponibles non-conditionnels (sur l'emploi) pour les parents d'un ménage sur la base des résultats du tableau 4 et le probabilité espéré d'emploi conditionnelle à l'activité (annexe tableaux A et B). Les revenus de transferts disponibles comprennent l'Allocation familiale, le Revenu minimum d'insertion, l'Allocation de parent isolé, les Allocations logement, le Complément de l'allocation familiale, l'Allocation de rentrée scolaire et l'Allocation pour jeune enfant. Les ménages sans aucun droit aux transferts sociaux ont une valeur de Log[E(Revenus de transfert)] de 0. Les revenus d'activité sont calculés avec la possibilité de bénéficier du RMI ou de l'API si éligible (revenus d'activité espérés inférieurs au seuil de revenu minimum). Les chiffres prennent en compte le traitement fiscal différencié des transferts divers et des revenus de travail.

Figure 7 : Décomposition de la distribution de l'écart entre revenus d'activité et revenus de transfert par actif/inactif en 1997



Comme dans les distributions de la taille d'écart, la distinction entre les ménages avec homme et femme comme chef de ménage parmi les ménages monoparentaux sans parent actif est frappant, et la distinction entre ménage monoparental et ménage bi-parental l'est autant. Lorsqu'on considère un ménage monoparental avec homme comme chef de ménage (Figure 8), la masse de la distribution des écarts pour les inactifs se situe plutôt autour des valeurs plus importantes que la distribution des écarts des ménages monoparentaux inactifs avec femme comme chef de ménage (Graphique 9). Le rapport entre la moyenne pour les ménages d'actifs et d'inactifs est plus grand pour les ménages monoparentaux femmes que pour les ménages monoparentaux hommes, et le même positionnement relatif tient (forcément) pour les médianes.

Figure 8 : Décomposition de la distribution de l'écart entre revenus d'activité et revenus de transfert par actif/inactif en 1997, ménages monoparentaux, homme chef du ménage

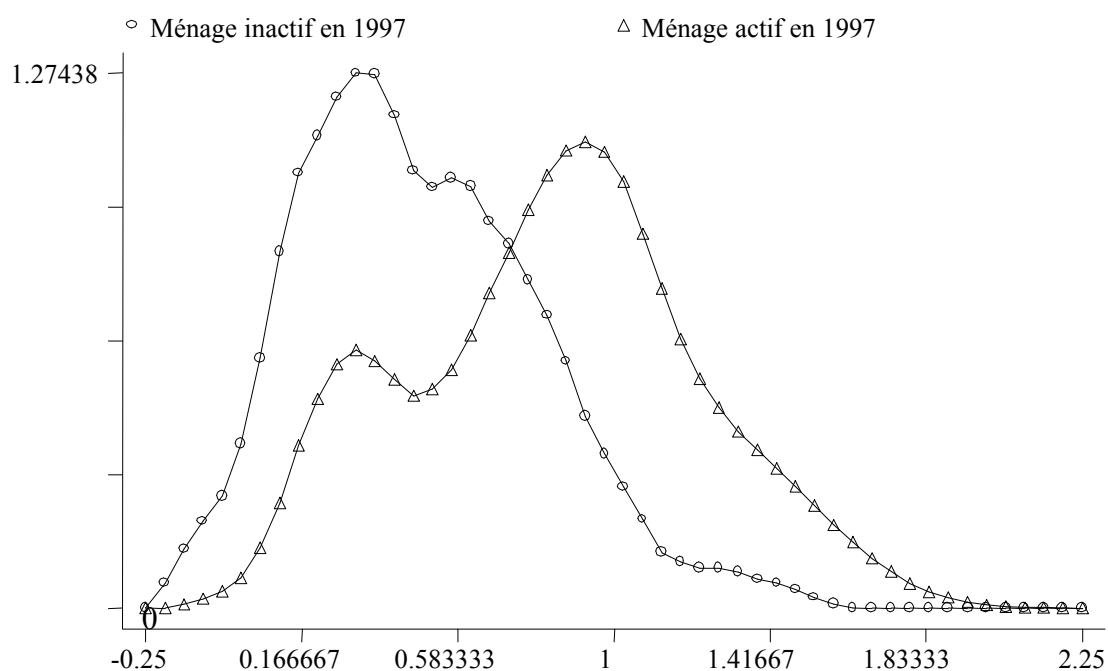
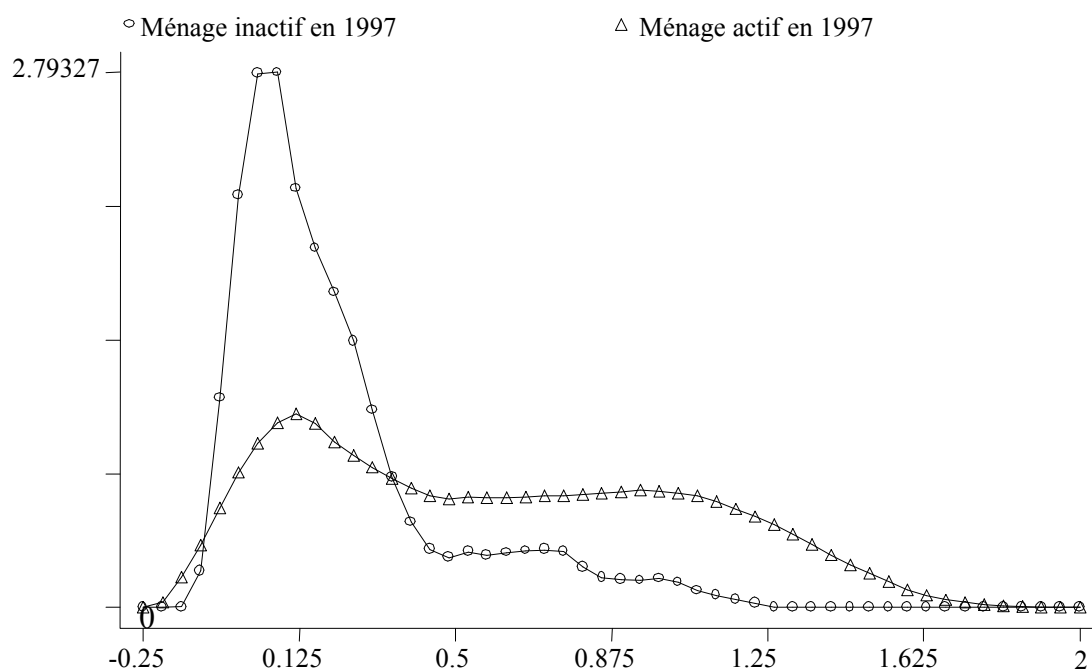
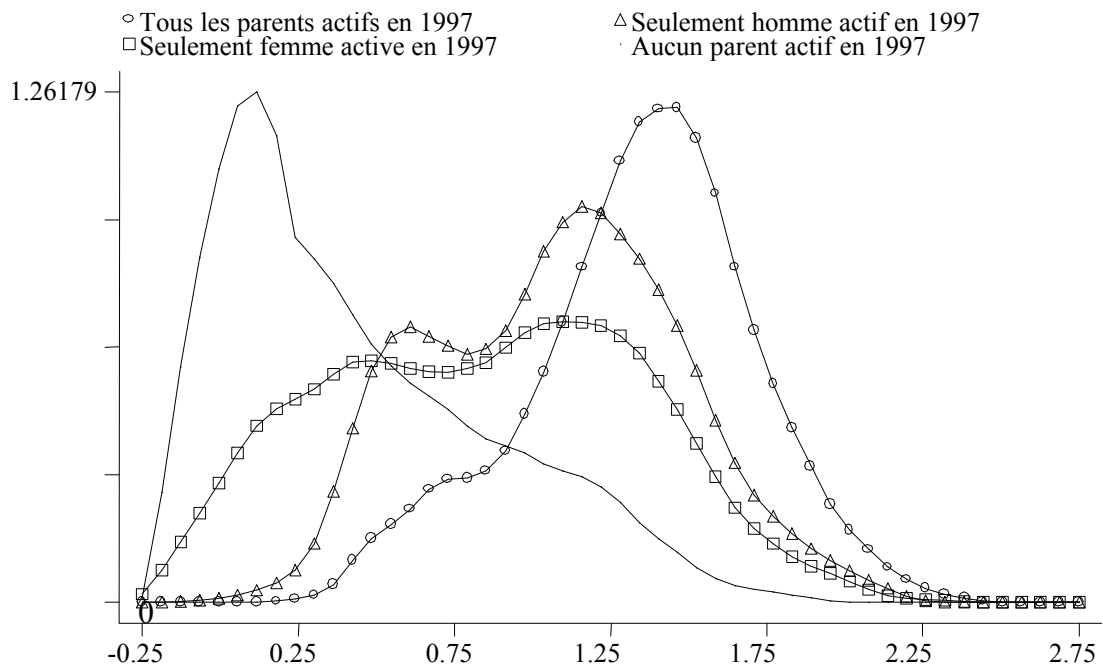


Figure 9 : Décomposition de la distribution de l'écart entre revenus d'activité et revenus de transfert par actif/inactif en 1997, ménages monoparentaux, femme chef du ménage



Pour les ménages bi-parentaux, les distributions se situent de manière similaire que pour les ménages monoparentaux : la distribution des écarts pour les ménages sans actifs est à gauche de celle des ménages où les deux parents sont actifs, et les distributions où un des parents est actif et l'autre ne l'est pas, se trouvent entre les deux cas polaires (Figure 10).

Figure 10 : Décomposition de la distribution de l'écart entre revenus d'activité et revenus de transfert par actif/inactif en 1997, ménages bi-parentaux



La différence majeure entre les modes des distributions sans parent actif (mode à 0) et avec les deux parents actifs (mode aux alentours de 1,5) suggérerait la possibilité d'une forte sensibilité à la trappe à inactivité parmi les ménages de ce type..

5. L'impact de la taille de la trappe sur l'offre de travail

Jusqu'ici, l'écart entre les revenus espérés de travail et les revenus de transferts en cas d'inactivité a été analysé en fonction des caractéristiques de ménages. On peut maintenant

s'interroger dans quelle mesure l'importance de cet écart constitue effectivement un élément de décision de participer au marché du travail et génère ainsi l'effet de la trappe à inactivité.

Deux spécifications du modèle de type probit de la décision de travailler sont estimées : une qui est linéaire par rapport à la taille de l'écart et l'autre non-linéaire, où les écarts nuls ou négatifs ont un coefficient particulier et les valeurs positives sont prises en compte sous forme quadratique. Le tableau 6 présente l'effet d'une variation marginale de la taille de l'écart¹² sur la probabilité d'être actif. Les résultats détaillés d'estimation des coefficients du modèle se trouvent en annexe 4 - tableaux C et D.

Tableau 6 Élasticité du modèle Probit de l'activité conditionnelle à la taille de l'écart (Ecart-types entre parenthèses)							
	Structure de famille	Tous le ménages	Homme chef du ménage	Femme chef du ménage	Deux parents présents		
Variable	Réponse modélisée	Tous actif	Tous actif	Tous actif	Tous actif	Père actif	Mère active
<i>Spécification linéaire</i>							
	Écart	0.048 ^{***} (0.006)	0.107 ^{***} (0.013)	0.127 ^{***} (0.007)	1.063 ^{***} (0.092)	-0.066 [*] (0.364)	0.404 (3.895)
<i>Spécification non-linéaire</i>							
	1(Écart≤0)	1.86E-03 [*] (1.65E-03)	1.73E-02 [*] (1.37E-02)	3.38E-02 ^{***} (9.65E-03)	.	.	0.075 (1.907)
	1(Écart>0)*Écart	0.034 ^{***} (0.007)	0.028 [*] (0.035)	0.139 ^{***} (0.015)	-0.076 [*] (0.297)	0.033 [*] (0.200)	1.825 (5.031)
	1(Écart>0)*Écart ²	0.008 ^{**} (0.004)	0.052 ^{**} (0.021)	-0.007 [*] (0.009)	0.675 ^{***} (0.240)	-0.065 [*] (0.496)	-1.011 (4.408)
Source: Fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 - Enquête Emploi 1997. NB: Élasticités calculées à partir des effets marginaux dérivés des estimations Probit, des moyennes des variables sur la population concernée et de la probabilité observée sur la population concernée. Séparées pour hommes et pour femmes. Effets marginaux des variables indicatrices dF/dx correspond à la variation de la sous-jacente de 0 à 1. Les observations correspondant à des combinaisons uniques des variables, qui ne sont pas identifiées, sont exclues du modèle pertinent. tableaux C et D en annexe pour détails. *=significative à 10%, **=significative à 5%, ***=significative à 1%.							

Le modèle linéaire du tableau 6 semble confirmer la présence d'une trappe à l'inactivité significative, pour l'ensemble des ménages, mais aussi pour toutes les catégories démographiques de ménages prises individuellement. Globalement, une hausse de 10% de l'écart entre les revenus disponibles espérés d'activité et ceux de l'inactivité augmente la probabilité de se porter sur le marché du travail de 0,48%. Les ménages bi-parentaux semblent les plus sensibles à la variation des revenus d'activité par rapport aux revenus d'inactivité, avec une élasticité de 1,063, et les ménages

monoparentaux avec homme comme chef de ménage sont les moins sensibles, avec une élasticité de 0,107.¹³

Toutefois, ce résultat peut être trompeur. Lorsque l'on considère explicitement les ménages qui n'ont rien à gagner en participant, c'est à dire ceux pour lesquels l'écart est inférieur ou égal à 0, on trouve un effet nettement moins important. Les résultats des estimations indiquent que ces derniers sont 0,19% plus souvent actifs que les ménages qui ont un gain espéré positif de l'activité. Même si ce différentiel n'est pas significatif, il va dans le sens opposé de ce qu'on attend de voir en présence d'une trappe à inactivité.

En plus de l'effet faible et du signe incompatible avec une trappe à inactivité obtenu sur l'échantillon global (ce qui pourrait être du à l'hétérogénéité inobservée entre les ménages de structure différente corrélée avec la taille de l'écart), on trouve un résultat encore plus fort lorsque l'on passe aux sous populations plus homogènes, par type de ménage. Bien que la plupart de ces coefficients restent non-significativement différent de zéro (à part de celui pour les ménages monoparentaux avec une femme comme chef de ménage), les valeurs des estimateurs sont plus importantes que celles obtenues pour l'ensemble de la population.

L'estimation de l'impact de la taille de l'écart sur l'activité parmi les ménages où cet écart est strictement positif donne aussi des résultats opposés à l'effet supposé de la trappe à inactivité. En effet, sachant que la mesure de la taille de la trappe à inactivité est vraisemblablement une sous-estimation de la vraie différence entre l'utilité d'activité et l'utilité d'inactivité (à cause des coûts supplémentaires, notamment en termes des charges liées à la garde des enfants si les parents sont

¹² Pour l'indicatrice qui signale les écarts nuls ou négatifs, l'effet marginal dans le tableau 9 correspond à la différence entre $\text{Prob}(\text{activité} \mid \text{écart} \leq 0)$ et $\text{Prob}(\text{activité} \mid \text{écart} > 0)$.

¹³ Il est possible que les résultats des estimations probit effectués sur tout l'échantillon donne une valeur en dehors des valeurs des sous populations. Ceci est dû au fait que certaines observations sont exclues des modèles sur les sous-populations lorsqu'ils déterminent avec probabilité 1 l'activité. Par exemple, 100 pourcent des ménages monoparentaux avec homme comme chef de ménage et 2 enfants sont actifs. Ainsi le coefficient sur l'indicatrice pour 2 enfants dans la sous-population des ménages monoparentaux avec homme comme chef de ménage n'est pas identifié, et ces (46) observations sont exclues de l'estimation du modèle sur cette sous-populations. Par contre, parce

actifs), on pourrait s'attendre à un effet plus fort sur l'activité pour les petits écarts que pour les écarts plus importants. Autrement dit, le profil d'activité des ménages devrait être concave par rapport à la taille de l'écart auquel fait face le ménage si une trappe à inactivité existe réellement.

Or les estimations dans le tableau 9 indiquent que c'est précisément la situation opposée que l'on obtient à partir de nos données : le profil d'activité d'un ménage est convexe par rapport à la taille de l'écart entre ses revenus disponibles espérés d'activité et les revenus disponibles espérés de transfert en cas d'inactivité. Le coefficient de premier ordre est significatif seulement pour l'ensemble des ménages et les femmes seules. En revanche le terme de deuxième ordre a un "mauvais" signe, et il est significatif pour l'ensemble, pour les ménages monoparentaux avec homme comme chef et pour les ménages bi-parentaux. L'identification de cette variable vient des restrictions d'exclusion effectuées dans le modèle d'emploi (plutôt que d'activité), c'est à dire les indicatrices régionales, les taux de chômage local, ainsi que les facteurs qui déterminent le montant des transferts. Il se peut alors que ce résultat soit influencé plutôt par les facteurs liés à la demande de travail. En effet, les ménages qui ont une plus forte probabilité de trouver un emploi, une fois actif, sont d'autant plus incités à travailler que cette probabilité est grande.

6. Conclusion

L'hypothèse de l'existence d'une trappe à inactivité dans le contexte du système de transferts et prélèvements français a été examinée dans cet article. La méthode utilisée repose sur la simulation du passage d'inactivité à activité de tous les parents au sein du ménage et l'évaluation du gain net procuré par les revenus de travail par rapport à la situation où seuls les revenus de transferts sont perçus. Les revenus potentiels d'emploi auxquels chaque individu pourrait prétendre ainsi que la probabilité d'emploi conditionnelle à l'activité ont été estimés pour évaluer les revenus espérés d'activité. Ensuite, les barèmes sociaux et fiscaux ont été appliqués individuellement afin de calculer

qu'il y a des ménages inactifs avec 2 enfants dans d'autres sous-populations, ce coefficient est identifié dans le modèle

les revenus disponibles espérés de chaque ménage. L'écart entre ces revenus espérés d'activité et les revenus espérés de transfert dont disposerait le ménage en cas d'inactivité a été calculé et utilisé comme une mesure de la taille d'une éventuelle trappe à inactivité. Après une analyse détaillée de la distribution de cet écart selon plusieurs décompositions, notamment par la structure démographique de la famille, on a pu constater que la trappe à inactivité assimilée à un faible (ou négatif) écart entre les revenus espérés en cas d'activité et en cas d'inactivité semblait effectivement exister.

Toutefois l'analyse économétrique de comportement d'activité face à cet écart, ce qui prend aussi en compte les caractéristiques observables des ménages, conduit à la conclusion que l'effet de trappe à inactivité, dans le contexte du système de transferts et prélèvements français, n'est pas statistiquement significatif et que les comportements observés vont même dans un sens opposé à celui de la logique de la trappe dans certains cas. L'apparente existence d'une trappe dans la première phase des estimations est en réalité l'effet de l'hétérogénéité entre les ménages, corrélée avec la taille de la trappe, qui fait que certains ménages vont se porter sur le marché de travail et d'autres non. L'influence de l'environnement socio-fiscal de ménage n'apparaît donc pas comme un élément déterminant dans la prise de décision de travailler même pour les ménages à faibles revenus potentiels de travail.

Bibliographie

- Abraham, Katherine G. et Henry S. Farber (1987). "Job Duration, Seniority and Earnings," American Economic Review, June.
- Abraham, Katherine G. et Henry S. Farber (1988). "Returns to Seniority in Union and Nonunion Jobs: A New Look at the Evidence," Industrial and Labor Relations Review, October.
- Altonji, Joseph G. et Robert A. Shakotko (1987). "Do Wages Rise with Job Seniority?" Review of Economic Studies, July.
- Blundel R., Duncan A., Meghir C., (1998) Estimating Labour supply responses using tax reforms., *Econometrica*, Vol 66 N° 4, pp 827-861.
- Burguignon F., Magnac T., (1990) Labor Supply and Taxation in France, *Journal of Human Resources*, vol 25, pp 358-389.
- Danziger S., Haveman R., Plotnick R., (1981) How Income Transfers Affect Work, savings, and the income distribution, *Journal of Economic Literature* 19, pp 975-1028.
- David, Marie-Gabrielle, Bertrand Lhommeau et Christophe Starzec (1998). "French tax-benefit system and work incentives: net income change of the shift from unemployment to work, IARIW (International Association for Research in Income and Wealth), Cambridge, Grande Bretagne, août 1998
- David, Marie-Gabrielle, Bertrand Lhommeau et Christophe Starzec (1999). "Le Modèle de Microsimulation INES: description et exemples d'utilisation" Document de travail de la Direction des Statistiques Démographiques et Sociales de L'INSEE, numéro 9902, août.
- INSEE (1999), Revenus et patrimoine des ménages, Synthèses, N° 28, 1999.
- Laroque, Guy et Bernard Salanié (2000). "Une décomposition du non-emploi en France," Economie et Statistique, N°331, pp 47-66.
- Margolis, David N. (1996) "Cohort Effects and Returns to Seniority in France" Annales d'économie et de statistique, janvier/juin.
- Moffitt, R., (1992) Incentive Effects of the US Welfare System : A Review. *Journal of Economic Literature* 30, pp 1-61.
- OCDE (1995), 'L'Etude de l'OCDE sur l'Emploi, Fiscalité Emploi et Chômage'. *OCDE, Paris*.
- Solidarité Santé (1997). "Les Minima Sociaux," Solidarité Santé, numéro 3 spécial.
- Varian, Hal R. (1995). Analyse Microéconomique, édition 4, (Paris : De Boeck).

Annexe 1

Bases de données utilisées.

Les données utilisées dans ce papier proviennent de deux sources, l'Enquête sur les Revenus Fiscaux de 1996 (ERF96) et l'Enquête sur l'Emploi de 1997 (INSEE) appariées au niveau individuel, ce qui permet l'utilisation de toutes leurs variables respectives. La première contient des informations provenant des déclarations fiscales sur les revenus imposables de l'année 1996 et la seconde comporte des informations sur le statut d'emploi et les caractéristiques sociodémographiques des membres de ménages observés. Les données de l'ERF96 contiennent également des informations imputées sur la perception des transferts sociaux, telles que les allocations familiales, l'allocation de logement et le Revenu Minimum d'Insertion (RMI) (cf. INSEE 1999). Après avoir éliminé tous les ménages de l'ERF96 pour lesquels on ne trouve pas d'informations correspondantes dans l'EE97, on a procédé à une sélection plus fine de l'échantillon. D'abord, ne sont considérés que les individus âgés entre 16 et 59 ans. Ceci permet d'exclure les personnes qui ne travaillent pas parce qu'elles sont trop jeunes (en dessous de 16 ans) ou parce qu'elles sont parties à la retraite (au dessus de 59 ans). On élimine également les individus qui se déclarent toujours en cours d'études initiales, car ces personnes risquent de participer au marché du travail avec un comportement différent que les individus qui ont terminé leur scolarité¹. Un individu est considéré comme travaillant lorsqu'il fournit son salaire mensuel dans l'EE96 *et* qu'il se déclare employé actif. Cette double condition est appliquée pour éliminer le risque que les individus déclarent les transferts sociaux perçus comme des revenus, et pour pouvoir s'assurer d'avoir des informations nécessaires pour procéder aux étapes ultérieures. Avec ce critère, 64,02 % de l'échantillon d'individus est classé « travaillant ». La partie du critère correspondant aux revenus déclarés semble peser plus lourdement, car 73,89% des

¹ Bien évidemment, la décision de sortir du système scolaire est endogène, et elle est vraisemblablement affectée par les mêmes variables qui nous intéressent ici. Ceci pourrait induire un biais de sélection dans les estimations. Toutefois, les analyses de la durée des études initiales s'appuient sur des modèles dynamiques très complexes, et la prise en compte de ce phénomène est au delà de l'objectif de cet article.

individus se déclarent employés actifs, or le salaire mensuel n'est disponible que pour seulement 64,48% des individus.

Les statistiques descriptives pour nos données individuelles se trouvent en tableau E de cette annexe, et ces statistiques agrégées au niveau du ménage se trouvent en tableau F de cet annexe.

Annexe Tableau A
Résultats du modèle d'emploi (Probit avec sélection)
(Ecart-types en parenthèses)

Variable	Hommes	Femmes
Diplôme CAP ou BEP, et BEPC	0.155 *** (0.053)	0.130 * (0.066)
Baccalauréat général seul	0.088 (0.070)	0.174 ** (0.073)
1er cycle universitaire	0.268 ** (0.113)	0.505 *** (0.111)
2ème ou 3ème cycle universitaire	-0.105 * (0.058)	0.077 (0.075)
Age	12.974 *** (3.834)	8.009 ** (3.667)
Age ²	-4.846 *** (1.464)	-2.863 ** (1.447)
Age ³	0.773 *** (0.242)	0.451 * (0.247)
Age ⁴	-4.48E-02 *** (1.47E-02)	-2.63E-02 * (1.55E-02)
Taux de chômage local	-0.854 ** (0.424)	-1.773 *** (0.434)
Constante	-11.390 *** (3.667)	-7.157 ** (3.404)
Coefficient de corrélation entre résidus	-1.000 *** (0.000)	-0.653 *** (0.167)
Nombre d'observations	11746	13021
Nombre d'individus actifs	11182	9920
Log de vraisemblance	-7489.472	-11246.660

Source: Fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 - Enquête Emploi 1997.

NB: Probits avec correction pour biais de sélection, séparées pour hommes et pour femmes. Les pondérations proviennent de l'Enquête Revenus Fiscaux. Toutes les variables proviennent de l'Enquête Emploi, et correspondent au mois de mars de 1997, sauf celles qui sont signalés ERF96. Le modèle d'emploi comprend 14 indicatrices de niveau de diplôme et 20 indicatrices de région de résidence. Ce tableau concerne les individus entre 16 et 59 ans ayant terminé leurs études initiales. Voir l'annexe données pour les critères de sélection. Les résultats du modèle d'activité se trouvent dans l'annexe tableau B. *=significative à 10%, **=significative à 5%, ***=significative à 1%.

Annexe Tableau B
Résultats du modèle d'activité (Probit avec sélection)
(Ecart-types en parenthèses)

Variable	Hommes	Femmes
CAP, BEP, et BEPC	0.190 * (0.106)	0.436 *** (0.049)
Baccalauréat général seul	0.288 ** (0.133)	0.393 *** (0.057)
1er cycle universitaire	0.209 (0.167)	0.582 *** (0.087)
2ème ou 3ème cycle universitaire	0.635 *** (0.147)	0.778 *** (0.068)
Age	24.501 *** (6.482)	-2.725 (3.213)
Age ²	-9.461 *** (2.463)	1.423 (1.257)
Age ³	1.597 *** (0.404)	-0.253 (0.212)
Age ⁴	-0.101 *** (0.024)	0.013 (0.013)
Célibataire	-0.352 *** (0.061)	0.471 *** (0.043)
1 enfant	0.255 *** (0.064)	-0.207 *** (0.038)
2 enfants	0.377 *** (0.091)	-0.451 *** (0.044)
3 enfants	0.182 (0.147)	-0.788 *** (0.069)
Allocations familiales en 1996 (ERF96)	4.92E-06 (6.14E-06)	-1.30E-05 *** (2.52E-06)
Pension Aliminaire en 1996 (ERF96)	7.04E-06 ** (3.36E-06)	1.94E-06 (1.77E-06)
Plus values du ménage en 1996 (ERF96)	1.85E-07 (6.31E-07)	-4.78E-07 (3.77E-07)
Revenus fonciers du ménage en 1996 (ERF96)	5.69E-07 (1.57E-06)	-1.88E-06 *** (6.08E-07)
Revenus des valeurs mobiliers en 1996 (ERF96)	1.82E-06 (3.25E-06)	-8.04E-08 (3.88E-07)
Constante	-21.206 *** (6.201)	2.032 (2.991)

Source: Fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 - Enquête Emploi 1997.

NB: Equations de sélection du modèle probits avec correction pour biais de sélection, séparées pour hommes et pour femmes. Pondérations proviennent de l'Enquête Revenus Fiscaux. Toutes les variables proviennent de l'Enquête Emploi, et correspondent au mois de mars de 1997, sauf celles qui sont signalés ERF96. Le modèle d'activité comprend 14 indicatrices de niveau de diplôme et des indicatrices pour 1, 2, ..., 9 enfants et plus. Ce tableau concerne les individus entre 16 et 59 ans ayant terminé leurs études initiales. Voir l'annexe données pour les critères de sélection. *=significative à 10%, **=significative à 5%, ***=significative à 1%.

Annexe Tableau C						
Résultats du modèle Probit d'activité conditionnelle à la taille de l'écart (spécification linéaire)						
(Ecart-types en parenthèses)						
Variable	Homme chef du ménage		Femme chef du ménage		Deux parents présents, par parent actif	
	Tous le ménages Tous actif	Tous actif	Tous actif	Tous actif	Père actif	Mère actif
Écart	2.011 *** (0.082)	1.934 *** (0.215)	2.040 *** (0.160)	1.516 *** (0.071)	-1.183 *** (0.067)	0.788 *** (0.131)
Homme-Diplôme CAP ou BEP, et BEPC	-0.451 *** (0.161)	-0.028 (0.273)	.	-0.288 *** (0.066)	0.258 *** (0.066)	-0.485 *** (0.171)
Homme-Baccalauréat général seul	-0.804 *** (0.165)	-0.918 *** (0.293)	.	-0.520 *** (0.088)	0.522 *** (0.088)	-0.798 *** (0.289)
Homme-1er cycle universitaire	-0.920 *** (0.221)	-0.942 ** (0.373)	.	-0.554 *** (0.136)	0.486 *** (0.138)	-0.524 ** (0.237)
Homme-2ème ou 3ème cycle universitaire	-0.601 *** (0.202)	-0.500 (0.362)	.	-0.831 *** (0.088)	0.822 *** (0.087)	-0.948 *** (0.239)
Homme-Age	2.868 *** (0.819)	-5.392 (15.630)	.	5.829 *** (0.517)	27.083 *** (5.246)	-3.811 *** (1.130)
Homme-Age ²	-1.329 ** (0.583)	2.333 (5.947)	.	-2.759 *** (0.356)	-10.532 *** (2.000)	1.685 ** (0.786)
Femme-Diplôme CAP ou BEP, et BEPC	-0.109 (0.121)	.	-0.123 (0.176)	0.181 *** (0.060)	-0.216 *** (0.061)	-0.243 ** (0.124)
Femme-Baccalauréat général seul	-0.533 *** (0.107)	.	-0.434 *** (0.166)	0.144 * (0.075)	-0.195 *** (0.075)	-0.475 *** (0.164)
Femme-1er cycle universitaire	-0.740 *** (0.154)	.	-0.429 (0.359)	0.122 (0.118)	-0.290 ** (0.120)	-0.456 * (0.235)
Femme-2ème ou 3ème cycle universitaire	-0.678 *** (0.156)	.	-0.834 *** (0.244)	0.275 *** (0.095)	-0.470 *** (0.097)	-0.008 (0.156)
Femme-Age	-0.445 (0.572)	.	-1.271 (9.802)	2.474 *** (0.474)	-0.716 (0.445)	7.458 (8.103)
Femme-Age ²	0.829 ** (0.415)	.	0.986 (3.822)	-0.497 (0.333)	-0.071 (0.324)	-2.911 (3.106)
1 enfant	0.079 (0.066)	0.284 (0.254)	0.201 * (0.114)	-0.149 *** (0.048)	0.248 *** (0.049)	-0.156 ** (0.071)
2 enfants	0.185 ** (0.094)	0.269 (0.401)	0.390 ** (0.161)	-0.272 *** (0.056)	0.422 *** (0.057)	-0.332 *** (0.111)
3 enfants	0.045 (0.162)	.	0.079 (0.285)	-0.547 *** (0.084)	0.686 *** (0.085)	-0.127 (0.177)
Allocation familiale en 1996 (ERF96)	3.080E-06 (5.310E-06)	3.640E-05 (3.120E-05)	-2.330E-05 ** (9.080E-06)	6.620E-07 (3.130E-06)	4.330E-06 (3.110E-06)	9.110E-06 (6.940E-06)
Pension alimentaire en 1996 (ERF96)	-2.290E-06 (2.680E-06)	1.210E-05 (8.670E-06)	-5.430E-06 (1.060E-05)	3.140E-07 (1.950E-06)	-3.750E-07 (2.050E-06)	-1.350E-06 (2.810E-06)
Plus values du ménage en 1996 (ERF96)	7.530E-08 (4.210E-07)	2.040E-06 * (1.200E-06)	6.170E-06 ** (2.820E-06)	-9.480E-07 (7.220E-07)	7.490E-07 (6.690E-07)	1.260E-07 (1.320E-06)
Revenus fonciers du ménage en 1996 (ERF96)	-1.050E-07 (1.020E-06)	-9.410E-06 * (5.530E-06)	5.060E-06 (3.440E-06)	-7.680E-07 (6.090E-07)	1.590E-06 *** (6.140E-07)	-1.040E-06 (9.310E-07)
Revenus des valeurs mobilières en 1996 (ERF96)	-4.070E-07 (3.480E-07)	2.780E-06 (7.420E-06)	-1.040E-05 (6.920E-06)	-3.100E-07 (4.460E-07)	5.650E-07 (4.670E-07)	-5.550E-06 * (2.870E-06)
Constante	-0.868 *** (0.118)	6.484 (15.001)	0.901 (9.118)	-7.994 *** (0.225)	-23.881 *** (5.025)	-6.255 (7.648)
Log-vraisemblance	-2022.610	-301.232	-583.036	-4692.823	-4647.095	-1344.648
Nombre d'observations	14852	1533	2312	10939	10950	10855

Source: Fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 - Enquête Emploi 1997.

NB: Estimations Probit séparées pour hommes et pour femmes. Pondérations proviennent de l'Enquête Revenus Fiscaux. Tous les variables proviennent de l'Enquête Emploi, et correspondent au mois de mars de 1997, sauf ceux qui sont signalés ERF96. Les observations correspondant à des combinaisons uniques des variables, qui ne sont pas identifiées, sont exclues du modèle pertinent. Le variable écart correspond à Log[E(Revenus d'activité)]-Log[E(Revenus de transfert)]. Le modèle comprend 14 indicatrices de niveau de diplôme, des indicatrices pour 1, 2, ..., 9 enfants, age, age2, age3 et age4. Ce tableau concerne les individus entre 16 et 59 ans ayant terminé leurs études initiales. Voir l'annexe données pour les critères de sélection. *=significative à 10%, **=significative à 5%, ***=significative à 1%.

Annexe Tableau D						
Résultats du modèle Probit d'activité conditionnelle à la taille de l'écart (spécification non-linéaire)						
(Ecart-types en parenthèses)						
Variable	Homme chef du ménage		Femme chef du ménage		Deux parents présents, par parent actif	
	Tous le ménages Tous actif	Tous actif	Tous le ménages Tous actif	Tous actif	Père actif	Mère actif
1(Écart=0)	0.105 (0.099)	0.396 (0.427)	0.426 *** (0.150)	.	0.476 (0.855)	0.126 (0.169)
1(Écart>0)*Écart	1.651 *** (0.182)	0.573 (0.824)	2.334 *** (0.392)	-0.112 (0.241)	0.551 ** (0.227)	2.916 *** (0.311)
1(Écart>0)*Écart ²	0.301 *** (0.105)	1.111 * (0.592)	-0.121 (0.271)	0.725 *** (0.104)	-0.791 *** (0.097)	-1.176 *** (0.158)
Homme-Diplôme CAP ou BEP, et BEPC	-0.502 *** (0.164)	0.018 (0.275)	.	-0.258 *** (0.066)	0.226 *** (0.065)	-0.288 * (0.172)
Homme-Baccalauréat général seul	-0.899 *** (0.171)	-0.947 *** (0.293)	.	-0.516 *** (0.089)	0.522 *** (0.089)	-0.489 * (0.296)
Homme-1er cycle universitaire	-1.063 *** (0.231)	-1.048 *** (0.398)	.	-0.586 *** (0.139)	0.518 *** (0.141)	-0.039 (0.246)
Homme-2ème ou 3ème cycle universitaire	-0.774 *** (0.211)	-0.745 ** (0.342)	.	-0.919 *** (0.090)	0.923 *** (0.089)	-0.344 (0.243)
Homme-Age	2.717 *** (0.824)	3.868 (16.410)	.	5.483 *** (0.514)	26.600 *** (5.266)	-3.437 *** (1.034)
Homme-Age ²	-1.189 ** (0.588)	-1.336 (6.267)	.	-2.520 *** (0.353)	-10.471 *** (2.009)	1.280 * (0.720)
Femme-Diplôme CAP ou BEP, et BEPC	-0.078 (0.122)	.	-0.006 (0.180)	0.208 *** (0.060)	-0.238 *** (0.061)	-0.261 ** (0.125)
Femme-Baccalauréat général seul	-0.501 *** (0.110)	.	-0.339 ** (0.172)	0.155 ** (0.076)	-0.195 ** (0.076)	-0.572 *** (0.184)
Femme-1er cycle universitaire	-0.736 *** (0.161)	.	-0.373 (0.367)	0.066 (0.121)	-0.220 * (0.124)	-0.406 (0.292)
Femme-2ème ou 3ème cycle universitaire	-0.682 *** (0.160)	.	-0.810 *** (0.247)	0.221 ** (0.097)	-0.399 *** (0.100)	0.115 (0.178)
Femme-Age	-0.558 (0.566)	.	0.530 (9.784)	2.118 *** (0.467)	-0.494 (0.441)	3.780 *** (1.385)
Femme-Age ²	0.879 ** (0.411)	.	0.327 (3.816)	-0.255 (0.330)	-0.262 (0.322)	-1.492 ** (0.724)
1 enfant	0.057 (0.067)	0.265 (0.263)	0.166 (0.115)	-0.163 *** (0.049)	0.262 *** (0.050)	-0.184 ** (0.074)
2 enfants	0.160 * (0.095)	0.264 (0.415)	0.314 * (0.162)	-0.280 *** (0.057)	0.427 *** (0.058)	-0.399 *** (0.114)
3 enfants	0.034 (0.163)	.	-0.008 (0.285)	-0.548 *** (0.084)	0.683 *** (0.085)	-0.195 (0.171)
Allocation familiale en 1996 (ERF96)	3.520E-06 (5.290E-06)	3.560E-05 (3.130E-05)	-2.240E-05 ** (8.990E-06)	-7.960E-08 (3.100E-06)	4.730E-06 (3.090E-06)	4.950E-06 (6.470E-06)
Pension alimentaire en 1996 (ERF96)	-2.500E-06 (2.770E-06)	1.240E-05 (9.000E-06)	-6.120E-06 (1.080E-05)	-9.790E-08 (1.990E-06)	-5.220E-09 (2.110E-06)	-2.300E-06 (2.880E-06)
Plus values du ménage en 1996 (ERF96)	-6.760E-08 (1.030E-06)	-9.870E-06 * (5.730E-06)	4.900E-06 (3.390E-06)	-7.380E-07 (6.140E-07)	1.580E-06 ** (6.380E-07)	-1.590E-06 (1.020E-06)
Revenus fonciers du ménage en 1996 (ERF96)	-5.160E-07 (3.590E-07)	1.190E-06 (8.890E-06)	-1.040E-05 (6.800E-06)	-3.850E-07 (4.540E-07)	6.600E-07 (4.710E-07)	-6.490E-06 ** (3.030E-06)
Revenus des valeurs mobilières en 1996 (ERF96)	-7.550E-01 *** (1.330E-01)	-1.708E+00 (1.568E+01)	-1.072E+00 (9.105E+00)	-7.093E+00 *** (2.555E-01)	-2.387E+01 *** (5.039E+00)	-3.513E+00 *** (1.027E+00)
Constante	-0.755 *** (0.133)	-1.708 (15.675)	-1.072 (9.105)	-7.093 *** (0.255)	-23.872 *** (5.039)	-3.513 *** (1.027)
Log-vraisemblance	-2015.847	-297.574	-577.634	-4658.479	-4610.539	4.568
Nombre d'observations	14852	1533	2312	10779	10950	10855

Source: Fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 - Enquête Emploi 1997.

NB: Estimations Probit séparées pour hommes et pour femmes. Pondérations proviennent de l'Enquête Revenus Fiscaux. Tous les variables proviennent de l'Enquête Emploi, et correspondent au mois de mars de 1997, sauf ceux qui sont signalés ERF96. Les observations correspondant à des combinaisons uniques des variables, qui ne sont pas identifiées, sont exclues du modèle pertinent. Le variable écart correspond à Log[E(Revenus d'activité)]-Log[E(Revenus de transfert)]. Le modèle comprend 14 indicatrices de niveau de diplôme, des indicatrices pour 1, 2, ..., 9 enfants, age, age2, age3 et age4. Ce tableau concerne les individus entre 16 et 59 ans ayant terminé leurs études initiales. Voir l'annexe données pour les critères de sélection. *=significative à 10%, **=significative à 5%, ***=significative à 1%.

Annexe Tableau E			
Statistiques descriptives au niveau individuel			
(moyennes avec écarts-types en parenthèses et nombre d'observations entre accolades)			
Variable	Tout le monde	Ménage a droit au RMI	Ménage n'a pas droit au RMI
<i>Caractéristiques Démographiques</i>			
Nombre de personnes dans le ménage	3.163 (1.408) {27814}	3.362 (1.733) {1153}	3.154 (1.391) {26661}
Nombre d'enfants dans le ménage	1.287 (1.224) {27814}	1.511 (1.348) {1153}	1.277 (1.217) {26661}
Nombre d'enfants de moins de 3 ans dans le ménage (plafonné à 3)	0.100 (0.310) {27814}	0.046 (0.210) {1153}	0.102 (0.313) {26661}
Nombre d'enfants de moins de 6 ans dans le ménage (plafonné à 6)	0.234 (0.521) {27814}	0.112 (0.343) {1153}	0.240 (0.527) {26661}
Vie en couple	0.742 (0.438) {27812}	0.422 (0.494) {1152}	0.757 (0.429) {26660}
Ménage monoparental	0.192 (0.394) {27814}	0.429 (0.495) {1153}	0.181 (0.385) {26661}
Age moyen	39.581 (10.469) {27814}	38.101 (11.511) {1153}	39.650 (10.414) {26661}
Pourcentage de femmes	0.500 (0.500) {27814}	0.477 (0.500) {1153}	0.501 (0.500) {26661}
Aucun diplôme	0.205 (0.403) {27814}	0.377 (0.485) {1153}	0.197 (0.397) {26661}
Diplôme CAP ou BEP et BEPC	0.101 (0.301) {27814}	0.072 (0.258) {1153}	0.102 (0.303) {26661}
Baccalauréat général seul	0.059 (0.235) {27814}	0.053 (0.224) {1153}	0.059 (0.235) {26661}
Diplôme de 1er cycle universitaire	0.020 (0.142) {27814}	0.012 (0.111) {1153}	0.021 (0.143) {26661}
Diplôme de 2ème ou de 3ème cycle universitaire	0.064 (0.246) {27814}	0.039 (0.194) {1153}	0.066 (0.248) {26661}
Source: Fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 - Enquête Emploi 1997.			
NB: Statistiques descriptives calculées en utilisant les pondérations de l'Enquête Revenus Fiscaux. Tous les variables proviennent de l'Enquête Emploi, et correspondent au mois de mars de 1997, sauf ceux qui sont signalés ERF96. La liste exhaustive des statistiques descriptives est disponible auprès auteurs sur demande. Ce tableau concerne les individus entre 16 et 59 ans ayant terminé leurs études initiales. Voir l'annexe données pour les critères de sélection.			

Annexe Tableau E (suite)			
Statistiques descriptives au niveau individuel (moyennes avec écarts-types en parenthèses et nombre d'observations entre accolades)			
Variable	Tout le monde	Ménage a droit au RMI	Ménage n'a pas droit au RMI
<i>Caractéristiques relatives au marché du travail</i>			
Pourcentage d'individus qui travaillent	0.634 (0.482) {27814}	0.296 (0.457) {1153}	0.650 (0.477) {26661}
Pourcentage inscrit à l'ANPE	0.147 (0.354) {27814}	0.408 (0.492) {1153}	0.135 (0.342) {26661}
Nombre de chômeurs (sens BIT) dans le ménage (plafonné à 9)	0.230 (0.506) {27814}	0.716 (0.831) {1153}	0.207 (0.474) {26661}
Ancienneté d'inactivité (en mois, plafonné à 99)	43.940 (38.301) {5611}	43.976 (34.807) {463}	43.937 (38.620) {5148}
Ancienneté de chômage (en mois, plafonné à 99)	14.461 (17.340) {2910}	20.450 (19.958) {364}	13.567 (16.736) {2546}
Ancienneté de la recherche d'emploi (en mois, plafonné à 99)	17.453 (18.958) {4193}	23.298 (20.798) {449}	16.717 (18.587) {3744}
Ancienneté avec l'employeur actuel (en années)	10.098 (9.683) {20635}	7.274 (9.669) {499}	10.173 (9.672) {20136}
Salaire mensuel	9250.767 (19931.060) {17935}	10041.670 (51526.350) {350}	9233.843 (18683.710) {17585}
Nombre d'heures habituellement travaillées	38.028 (10.501) {17773}	36.907 (13.602) {377}	38.055 (10.415) {17396}
<i>Ressources du ménage(ERF96)</i>			
Traitements et salaires du ménage (ERF96)	157736.100 (126721.300) {27814}	61866.160 (101498.800) {1153}	162193.200 (126012.500) {26661}
Revenus déclarés par le ménage (ERF96)	190731.600 (149812.900) {27814}	77677.050 (121260.800) {1153}	195987.700 (148937.800) {26661}
Impôt sur le revenu du ménage (ERF96)	12163.280 (31636.280) {27814}	3854.405 (11445.970) {1153}	12549.580 (32217.120) {26661}
Impôt total du ménage (ERF96)	14702.320 (32505.840) {27814}	5374.886 (12387.750) {1153}	15135.970 (33081.630) {26661}
Revenu disponible du ménage (ERF96)	189747.200 (119764.100) {27814}	113297.500 (105832.300) {1153}	193301.500 (119187.400) {26661}
Source: Fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 - Enquête Emploi 1997.			
NB: Statistiques descriptives calculées en utilisant les pondérations de l'Enquête Revenus Fiscaux. Tous les variables proviennent de l'Enquête Emploi, et correspondent au mois de mars de 1997, sauf ceux qui sont signalés ERF96. La liste exhaustive des statistiques descriptives est disponible auprès auteurs sur demande. Ce tableau concerne les individus entre 16 et 59 ans ayant terminé leurs études initiales. Voir l'annexe données pour les critères de sélection.			

Annexe Tableau F			
Statistiques descriptives au niveau du ménage			
(moyennes avec écarts-types en parenthèses et nombre d'observations entre accolades)			
Variable	Tout le monde	Ménage a droit au RMI	Ménage n'a pas droit au RMI
<i>Caractéristiques Démographiques</i>			
Nombre de personnes dans le ménage	2.840 (1.399) {15546}	2.700 (1.523) {649}	2.846 (1.392) {14897}
Nombre d'enfants dans le ménage	1.084 (1.166) {15546}	1.094 (1.167) {649}	1.083 (1.166) {14897}
Nombre d'enfants de moins de 3 ans dans le ménage (plafonné à 3)	0.092 (0.298) {15546}	0.042 (0.202) {649}	0.094 (0.301) {14897}
Nombre d'enfants de moins de 6 ans dans le ménage (plafonné à 6)	0.215 (0.501) {15546}	0.119 (0.349) {649}	0.219 (0.507) {14897}
Vie en couple	0.655 (0.453) {15546}	0.330 (0.427) {649}	0.670 (0.449) {14897}
Ménage monoparental	0.302 (0.459) {15546}	0.579 (0.494) {649}	0.289 (0.453) {14897}
Age moyen	39.946 (9.346) {15546}	38.274 (8.752) {649}	40.024 (9.365) {14897}
Pourcentage de femmes	0.511 (0.303) {15546}	0.487 (0.380) {649}	0.512 (0.299) {14897}
Aucun diplôme	0.197 (0.343) {15546}	0.354 (0.433) {649}	0.190 (0.337) {14897}
Diplôme CAP ou BEP et BEPC	0.100 (0.245) {15546}	0.077 (0.230) {649}	0.101 (0.246) {14897}
Baccalauréat général seul	0.061 (0.202) {15546}	0.058 (0.209) {649}	0.061 (0.202) {14897}
Diplôme de 1er cycle universitaire	0.022 (0.126) {15546}	0.016 (0.116) {649}	0.022 (0.127) {14897}
Diplôme de 2ème ou de 3ème cycle universitaire	0.072 (0.232) {15546}	0.042 (0.176) {649}	0.074 (0.234) {14897}
Source: Fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 - Enquête Emploi 1997.			
NB: Statistiques descriptives calculées en utilisant les pondérations de l'Enquête Revenus Fiscaux. Tous les variables proviennent de l'Enquête Emploi, et correspondent au mois de mars de 1997, sauf ceux qui sont signalés ERF96. La liste exhaustive des statistiques descriptives est disponible auprès auteurs sur demande. Ce tableau concerne les individus entre 16 et 59 ans ayant terminé leurs études initiales. Voir l'annexe données pour les critères de sélection.			

Annexe Tableau F (suite)			
Statistiques descriptives au niveau du ménage			
(moyennes avec écarts-types en parenthèses et nombre d'observations entre accolades)			
Variable	Tout le monde	Ménage a droit au RMI	Ménage n'a pas droit au RMI
<i>Caractéristiques relatives au marché du travail</i>			
Pourcentage d'individus qui travaillent	0.637 (0.403) {15546}	0.275 (0.377) {649}	0.654 (0.396) {14897}
Pourcentage inscrit à l'ANPE	0.149 (0.301) {15546}	0.436 (0.439) {649}	0.135 (0.286) {14897}
Nombre de chômeurs (sens BIT) dans le ménage (plafonné à 9)	0.190 (0.446) {15546}	0.575 (0.698) {649}	0.172 (0.422) {14897}
Ancienneté d'inactivité (en mois, plafonné à 99)	44.480 (37.197) {5021}	43.931 (33.155) {381}	44.529 (37.535) {4640}
Ancienneté de chômage (en mois, plafonné à 99)	14.279 (16.544) {2620}	20.321 (19.055) {304}	13.452 (15.998) {2316}
Ancienneté de la recherche d'emploi (en mois, plafonné à 99)	17.212 (18.022) {3674}	23.264 (19.789) {350}	16.545 (17.693) {3324}
Ancienneté avec l'employeur actuel (en années)	10.120 (8.877) {13514}	6.622 (8.396) {354}	10.220 (8.870) {13160}
Salaire mensuel	9488.033 (21784.380) {12274}	10763.900 (58716.070) {266}	9457.713 (20103.930) {12008}
Nombre d'heures habituellement travaillées	38.062 (9.247) {12168}	36.720 (12.649) {284}	38.097 (9.141) {11884}
<i>Ressources du ménage(ERF96)</i>			
Traitements et salaires du ménage (ERF96)	144073.900 (123562.200) {15546}	40851.290 (83265.650) {649}	148859.500 (123035.000) {14897}
Revenus déclarés par le ménage (ERF96)	177988.400 (148007.900) {15546}	53368.220 (104949.100) {649}	183766.100 (147168.900) {14897}
Impôt sur le revenu du ménage (ERF96)	11743.410 (30681.910) {15546}	2679.478 (9803.817) {649}	12163.640 (31250.460) {14897}
Impôt total du ménage (ERF96)	14221.380 (31575.810) {15546}	4007.209 (10693.760) {649}	14694.930 (32138.820) {14897}
Revenu disponible du ménage (ERF96)	176577.000 (119207.400) {15546}	87267.820 (92819.850) {649}	180717.500 (118673.800) {14897}
Source: Fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 - Enquête Emploi 1997.			
NB: Statistiques descriptives calculées en utilisant les pondérations de l'Enquête Revenus Fiscaux. Tous les variables proviennent de l'Enquête Emploi, et correspondent au mois de mars de 1997, sauf ceux qui sont signalés ERF96. La liste exhaustive des statistiques descriptives est disponible auprès auteurs sur demande. Ce tableau concerne les individus entre 16 et 59 ans ayant terminé leurs études initiales. Voir l'annexe données pour les critères de sélection.			