

**L'élasticité de la transition
non-emploi - emploi :
une estimation pour le cas français¹**

Thomas Piketty (CNRS, URA 928)

n° 9708

¹ Document préparé dans le cadre du contrat finalisé 1996 pour le Commissariat Général du Plan. Je remercie la Division Emploi de l'INSEE pour m'avoir permis d'utiliser les données individuelles des enquêtes Emploi dans le cadre de cette étude, ainsi que Claude Gissot (INSEE, Division Emploi) et Yannick L'Horty (CSERC) pour leur soutien lors de l'extraction des données. Ce texte est une version très préliminaire faisant le point sur une recherche en cours, dont les conclusions n'engagent que leur auteur. Tous les commentaires sont les bienvenus (piketty@cepremap.msh-paris.fr).

The elasticity of the non-employment - employment transition: an estimate for the french case

Abstract: This paper uses labor market micro data in order to estimate whether various reforms of the french benefit system over the 1982-1996 period have translated into labor supply responses. We use the fact that many of these reform did not alter work incentives in the same way for all sociodemographic groups in order to obtain unbiased estimates. We estimate that labor supply elasticities are relatively high for women (both with and without children), but we are not able to identify any significant labor supply response for men.

L'élasticité de la transition non-emploi - emploi: une estimation pour le cas français

Résumé: Rendre les emplois à bas salaires financièrement plus attractifs, par exemple en abaissant les cotisations salariales pesant sur les salariés rémunérés au SMIC, aurait-il un effet positif significatif sur le niveau d'emploi en France?

A partir des données individuelles des enquêtes Emploi de 1982 à 1996 (environ 150000 observations par an), nous utilisons le fait que différentes réformes du système français de transferts sociaux entre 1982 et 1996 (création du RMI, création et extension de l'APE,...) ont modifié les incitations financières au travail de façon différente suivant le nombre d'enfants à charge, la situation familiale, etc., pour étudier si le différentiel de taux de non-emploi entre ces différentes catégories de personnes s'est ajusté à ces nouvelles incitations, toutes autres choses (observables) égales par ailleurs. Cette méthodologie, utilisée récemment avec succès pour l'étude de l'EITC américain et lors d'"expériences naturelles" au Canada, permet en principe une estimation non-biaisée de l'élasticité de la transition non-emploi - emploi vis-à-vis des incitations financières.

Les résultats obtenus suggèrent des élasticités relativement élevées pour les femmes (avec ou sans enfants à charge). Par contre, les données utilisées ne permettent pas de mettre en évidence un effet significatif des incitations financières sur la transition non-emploi - emploi pour les hommes.

Key Words: Welfare Programs, Labor Supply.

JEL Classification Numbers: I38, J22.

1. Introduction

Rendre les emplois à bas salaires financièrement plus attractifs, par exemple en abaissant les cotisations salariales pesant sur les salariés rémunérés au SMIC, aurait-il un effet positif significatif sur le niveau d'emploi en France? Si le niveau actuel des bas salaires était significativement supérieur à son niveau d'équilibre, par exemple du fait du salaire minimum, alors la réponse serait négative: nous serions dans une situation d'offre excédentaire de travail, les employeurs n'auraient donc aucun problème à recruter toute la main d'oeuvre désirée au salaire minimum, et seul le coût excessif du travail à bas salaire limiterait la croissance de l'emploi. Dans ce cas, il faudrait se concentrer sur la réduction des cotisations sociales patronales pesant sur les bas salaires, comme cela a été fait en France depuis 1993. Inversement, si le niveau actuel du SMIC net n'était pas sensiblement différent du niveau d'équilibre des bas salaires, alors pour créer des emplois il faudrait relancer à la fois la demande de travail des entreprises et l'offre de travail des personnes actuellement sans emploi, par exemple au moyen de baisses des cotisations sociales salariales permettant de rendre les emplois à bas salaires financièrement plus attractifs (cf. Piketty(1997a)). En dépit de l'importance pratique considérable de cette question, il n'existe malheureusement aucune étude empirique récente sur données françaises de l'impact des incitations financières sur les transitions individuelles du non-emploi (inactivité ou chômage) vers l'emploi, qui seule permettrait d'apporter des éléments de réponse fondés.¹

L'objectif de cette recherche est de contribuer à combler ce vide. La méthodologie mise en oeuvre consiste à traiter les réformes du système français de transferts sociaux pendant la période 1982-1996 comme des "expériences naturelles". Un exemple récent d'application de cette méthodologie à la question de l'élasticité de la transition non-emploi-emploi nous est donné par Eissa et Liebman(1996) et Liebman(1996). Eissa et Liebman utilisent le fait que les grandes extensions de l'Earned Income Tax Credit (EITC) américain de la fin des années 80 et du début des années 90 rendaient les bas salaires financièrement plus attractifs que précédemment

¹Un exemple récent et relativement représentatif du type d'argumentation utilisée dans le débat public français sur cette question nous est donné par le rapport de l'Observatoire de l'Action Sociale Décentralisée (ODAS(1997)). Ce rapport se contente en effet de comparer les revenus disponibles théoriques d'un smicard et d'un RMIste, pour conclure que, le premier étant supérieur au second (tout du moins dans le cas d'un emploi à plein temps), la question des incitations financières au travail ne se pose pas en France (on pourrait conclure de la même manière qu'il n'existe aucun problème de demande insuffisante de travail peu qualifié de la part des entreprises en exhibant des chiffres attestant que le coût du travail peu qualifié est bel et bien inférieur au coût du travail qualifié!).

uniquement pour les personnes ayant au moins 2 enfants à charge.² ils mettent en évidence une augmentation significative du taux d'emploi de cette catégorie de personnes (relativement au taux d'emploi des autres catégories), qui ne peut être expliquée par aucun autre facteur observable, et l'attribue donc à l'EITC. Un autre exemple récent nous est donné par une étude canadienne (Card et Robbins(1996)). Contrairement au cas de l'EITC, il s'agissait là d'une véritable "expérience naturelle", conçue comme telle: 6000 personnes vivant de minimas sociaux depuis au moins un an ont été sélectionnés au hasard au New Brunswick et en British Columbia, et 3000 d'entre eux (sélectionnés au hasard) se sont vus proposer un transfert fiscal s'ils trouvaient un emploi à plein temps, ce qui avait pour effet de doubler l'écart de revenu disponible entre le non-emploi et l'emploi (de 500\$/mois à 1000\$/mois environ). Un an plus tard, plus de 25% du second échantillon étaient employés à plein temps, contre moins de 11% pour le premier échantillon.³

Dans le cas de la France, il n'existe malheureusement aucune expérience naturelle modifiant les incitations financières au travail de groupes spécifiques de la population de façon aussi spectaculaire que l'EITC américain ou le Self-Sufficiency Project canadien, et nous devons donc nous contenter d'expériences d'ampleur plus modeste. En particulier, la principale réforme apportée au système français de transferts sociaux durant la période 1982-1996, à savoir la création du RMI en 1989, doit être utilisée avec précaution. En effet, compte-tenu des autres réformes mises en place durant la même période (et notamment la réforme de l'assurance-chômage de 1992), le niveau de transferts perçus par ceux qui n'ont pas (ou peu) de revenus d'activité n'a pas

²L'EITC est un dispositif de baisses d'impôt et de transferts fiscaux en direction des bas salaires: en 1996, l'EITC accordait à tout ménage ayant au moins 2 enfants à charge et gagnant moins de 9600\$/an un transfert égal à 40% de ce revenu salarial (sous la forme d'un crédit d'impôt remboursable).

³La méthodologie des "expériences naturelles" a également été appliquée ces dernières années à d'autres questions économiques. Cf. Card et Krueger(1995), qui ont renouvelé les études sur les effets du salaire minimum en utilisant les variations fréquentes du niveau des salaires minimaux des Etats américains au cours des 10 dernières années, notamment dans le cas d'Etats proches modifiant leur législation à différents moments dans le temps (comme le New Jersey et l'Etat de New York). Cf. également Feldstein(1995), qui utilise la réforme fiscale américaine de 1986 pour étudier l'impact des incitations financières sur les hauts revenus. Cette étude de Feldstein montre cependant à quel point ces expériences naturelles doivent être utilisées avec prudence: avant de prétendre attribuer une variation de comportement à la modification des incitations étudiée, il faut prendre en compte tous les autres facteurs qui pourraient expliquer l'évolution observée, ce que font les études sur l'impact des incitations financières sur la transition non-emploi-emploi citées plus haut, mais ce que ne fait pas Feldstein, dont la méthodologie a été (à juste titre) très critiquée (cf. Slemrod(1995)).

augmenté sensiblement en moyenne entre les années 80 et les années 90. Il faut donc faire une utilisation plus fine de cette expérience naturelle, en prenant en compte le fait que les spécificités du mode de calcul du montant du RMI (en fonction de la situation familiale, du nombre d'enfants,...) font que l'introduction du RMI et sa substitution progressive à d'autres types de transferts n'ont pas modifié les incitations financières au travail de la même façon pour toutes les catégories de population (cf. *infra*).

Nous nous concentrerons tout d'abord sur les modifications des incitations financières au travail de la période 1982-1996 dont l'ampleur dépend du nombre d'enfants à charge. Le cas le plus pur est celui de l'extension de l'Allocation Parentale d'Education survenue en 1994. En effet, cette réforme a modifié les incitations au travail uniquement pour les mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans), qui se sont vu proposer une allocation mensuelle de près de 3000FF au cas où elles s'arrêteraient de travailler, alors que toutes les autres mères de jeunes enfants (ainsi que les mères sans enfants de moins de 3 ans) ont continué de faire face au même système d'incitations que par le passé. Nous verrons que cette expérience naturelle permet de mesurer de façon convaincante une élasticité de la transition non-emploi - emploi vis-à-vis des incitations financières extrêmement élevée,⁴ tout du moins pour cette catégorie de la population: nous estimons que les mères de jeunes enfants qui ont profité de l'APE depuis 1994 sont pour au moins 40% d'entre elles environ des mères qui ne se seraient pas arrêtées de travailler sans cette nouvelle incitation financière (cf. section 2 infra).

La création du RMI en 1989 a également affecté les incitations au travail de différentes façons en fonction du nombre d'enfants à charge. En effet, l'allocation supplémentaire offerte par le RMI aux parents isolés (sans enfants de moins de 3 ans) sans revenu d'activité est sensiblement plus faible pour les parents isolés de familles nombreuses (3 enfants ou plus), qui percevaient déjà des prestations familiales importantes, que pour les parents isolés avec 1 ou 2 enfants, qui n'en touchaient pas (ou peu). Or, on observe effectivement une augmentation significative du taux de non-emploi des parents isolés avec 1 ou 2 enfants relativement à celui des parents isolés

⁴Dans l'ensemble de cette étude, l'expression "élasticité de la transition non-emploi - emploi" se réfère aux effets cumulés des incitations financières sur la transition du non-emploi vers l'emploi et sur la transition de l'emploi vers le non-emploi (dans le cas particulier de l'APE, il s'agit principalement des effets sur la transition de l'emploi vers le non-emploi). Pour distinguer ces deux types d'effets des incitations financières, Il faudrait se concentrer d'abord sur les populations sans emploi un an avant l'enquête, puis sur les populations ayant un emploi avant l'enquête, ce qui réduirait sensiblement la taille des échantillons. En outre, même si ces effets ne sont vraisemblablement pas symétriques (les incitations financières ont certainement un impact plus important sur la probabilité de trouver un emploi que sur celle de quitter un emploi), c'est l'effet net qui est pertinent pour l'analyse globale des effets des incitations financières.

de familles nombreuses après la création du RMI, et cette évolution ne peut pas s'expliquer par l'évolution des caractéristiques observables des uns et des autres (diplôme, lieu d'habitation, âge,...), au contraire (cf. section 3). Contrairement au cas de l'extension de l'APE, il est impossible d'attribuer avec certitude l'ensemble de cette évolution au différentiel d'incitations induit par la création du RMI, compte-tenu du nombre plus limité d'observations et du plus grand étalement dans le temps de l'évolution. Mais considérés conjointement avec ceux concernant l'APE, et en l'absence d'autre explication pour cette évolution, ces résultats suggèrent que les femmes ayant des enfants à charge sont relativement sensibles aux incitations financières en France dans les années 90, résultat qui est d'ailleurs cohérent avec toutes les études internationales traditionnelles sur ce type de population.⁵

Nous comparerons ensuite les évolutions des taux de non-emploi sur la période 1982-1996 en fonction de la situation familiale (personnes seules, personnes dont le conjoint ne travaille pas, personnes dont le conjoint travaille,...), indépendamment de la question du nombre d'enfants à charge (cf. section 4). En effet, le RMI étant attribué au niveau du couple (contrairement par exemple aux allocations chômage), la création du RMI a diminué les incitations au travail des personnes seules et des personnes dont le conjoint n'a aucun revenu d'activité relativement à celles des personnes dont le conjoint travaille, puisque ces derniers n'ont de toute façon pas droit au RMI, qu'ils travaillent ou pas.⁶ Si les incitations financières au travail avaient un impact significatif sur les comportements de recherche d'emploi, on devrait donc s'attendre à ce que les taux de non-emploi des personnes seules et des personnes dont le conjoint ne travaille pas se soient mis à augmenter relativement au taux de non-emploi des personnes dont le conjoint travaille suite à la création du RMI. La difficulté est qu'un tel trend existe sur l'ensemble de la période 1982-1996. La question est donc de savoir si ce trend s'est accentué après 1989, toutes autres choses égales par ailleurs. La seule rupture de trend véritablement décelable dans les données utilisées concerne les femmes seules: après 1989, le taux de non-emploi des femmes seules se met à croître de façon

⁵Un des principaux résultats de la vaste littérature économétrique sur l'offre de travail est en effet que si l'élasticité du nombre d'heures travaillées est généralement assez faible pour les populations déjà employées (et notamment pour les hommes), l'élasticité de la transition non-emploi - emploi semble par contre relativement élevée pour les populations concernées (et notamment pour les femmes ayant des enfants à charge). Cf. Blundell(1995; p.58-61) pour une synthèse récente des estimations obtenues dans l'ensemble des pays occidentaux. Les rares études sur données françaises semblent confirmer cette tendance générale (cf. les références données par Bourguignon et Magnac(1990)).

⁶En supposant que le conjoint a un revenu d'activité supérieur au niveau du RMI, ce qui n'est pas toujours le cas (nous prendrons en compte ce biais dans une version ultérieure de cette étude).

spectaculaire relativement à celui des autres femmes, et notamment relativement à celui des femmes vivant en couple et dont le conjoint travaille. Cette rupture de trend est "inexpliquée", dans le sens où il est impossible d'en rendre compte à partir des évolutions des caractéristiques individuelles observables et de l'évolution des effets que ces caractéristiques ont sur la probabilité d'occuper un emploi. Par contre, aucune rupture de trend de cette nature n'est perceptible pour les hommes seuls et les hommes dont le conjoint ne travaille pas: l'élévation de leur taux de sous-emploi relativement à celui des hommes dont le conjoint travaille se poursuit après 1989 de façon très comparable à l'évolution avant 1989. Ces résultats suggèrent que l'impact des incitations financières sur la transition non-emploi - emploi est plus élevée pour les femmes seules que pour les hommes seuls, et, à un degré moindre pour les femmes dont le conjoint ne travaille pas que pour les hommes dont le conjoint ne travaille pas.⁷ Au-delà de la question de l'impact des incitations financières sur les comportements, les résultats de la section 4 ont en outre un certain intérêt du point de vue de l'analyse générale des trends du sous-emploi en France entre 1982 et 1996: les graphiques III-IX révèlent des évolutions profondes des taux de non-emploi par type de configuration familiale qui ne sont peut-être pas aussi connues qu'elles le devraient (tout du moins à notre connaissance).

Pour résumer, nos résultats laissent à penser qu'une réforme visant à rendre les emplois à bas salaires financièrement plus attractifs pourrait avoir un effet significatif sur le niveau d'emploi des femmes (avec ou sans enfants à charge), qui semblent relativement sensibles aux incitations financières. Par contre, rien dans les données utilisées ne permet d'affirmer qu'une telle réforme aurait des effets comparables sur le niveau d'emploi des hommes.⁸

En conclusion, nous voudrions à nouveau attirer l'attention sur le fait que le véritable enjeu de ce type d'études n'est en aucune façon de remettre en cause l'existence ou le niveau des minimas sociaux actuels. De notre point de vue, il est hors de question de faire payer encore un peu plus le prix de la crise du sous-emploi à ceux qui sont déjà

⁷Le fait que des hommes et des femmes placés dans la même situation répondent différemment aux incitations financières pourrait s'expliquer par le fait que le travail est plus étroitement associé à l'obtention d'un statut social pour les hommes que pour les femmes, indépendamment de toute incitation financière.

⁸Les données indiquent simplement que la création du RMI ne semble pas avoir conduit à une détérioration de l'emploi des hommes seuls relativement à celui des hommes dont le conjoint travaille. Cela n'implique pas nécessairement que les hommes ne réagiraient pas à des emplois à bas salaires financièrement plus attractifs, par exemple suite à une baisse des cotisations payées par les smicards: il est possible que les hommes soient sensibles au stigma social associé au RMI, mais qu'ils soient également sensibles aux incitations financières si celles-ci ne sont pas associés à un sentiment de perte de statut social.

les plus durement touchés. Comme le montre clairement l'expérience du Self-Sufficiency Project canadien (cf. supra), rendre les emplois à bas salaire plus attractifs peut permettre de diminuer sensiblement le nombre de personnes vivant de minimas sociaux, sans pour autant que tous les titulaires de minimas sociaux trouvent un travail, loin de là: de toute évidence, le fait de parvenir à trouver un travail ne dépend pas uniquement des incitations financières, en particulier pour les franges les plus déstabilisées de ces populations, qu'il serait profondément injuste de déstabiliser d'avantage. La seule question qui nous intéresse ici est donc de savoir, à niveau de RMI inchangé, et étant données les masses budgétaires que l'on souhaite affecter aux aides fiscales à l'emploi, si ces dernières doivent se concentrer uniquement sur la baisse du coût du travail pour les entreprises, où si elles doivent également être utilisées pour abaisser le prélèvement payé par les salariés rémunérés au SMIC eux-mêmes, et ce afin de contribuer à un meilleur rendement en termes d'emploi créé par FF investi (cf. Piketty(1997a))..

2. Les mères de jeunes enfants avant et après l'extension de l'APE.

L'Allocation Parentale d'Education (APE) a été créée en 1985-1987 pour les mères de 3 enfants (dont au moins 1 enfant de moins de 3 ans) décidant de s'arrêter de travailler à la naissance de leur 3ème enfant. L'APE a ensuite été étendue aux mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) en 1994. De notre point de vue, cette dernière réforme est plus intéressante, car l'allocation mensuelle offerte aux femmes s'arrêtant de travailler à la naissance de leur 2ème enfant est directement passée de 0F pour les enfants nés avant le 1er juillet 1994 à 2929F pour ceux nées après le 1er juillet 1994, alors que l'introduction de l'APE pour les mères de 3 enfants s'était faite par étape, le montant mensuel de l'allocation passant de 0F avant le 1/1/85 à 1000F au 1/1/85, 1500F au 1/1/86 et 2400F au 1/4/87.⁹ L'extension de l'APE de 1994 constitue donc un cas relativement pur d'"expérience naturelle", modifiant sensiblement et de façon extrêmement rapide les incitations financières au travail d'une catégorie spécifique de la population. De fait, le nombre de mères de 2 enfants bénéficiaires de l'APE est passé de 0 au 31/12/93 à 16000 au 31/12/94 et à 124000 au 31/12/95, dont

⁹Cf. CNAF(1996;I-191 et II-69 à II-71). En outre, le nombre plus limité d'observations rend l'estimation de l'effet de l'APE plus difficile pour les mères de 3 enfants à partir des données de l'enquête Emploi. Le graphique I (cf. infra) semble cependant indiquer que la création de l'APE en 85-87 a bloqué la diminution du taux de non-emploi des mères de 3 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans), surtout si on la compare à la diminution très rapide du taux de non-emploi des mères de 3 enfants (tous âgés de plus de 3 ans) pendant la même période (cf. graphique II infra).

près de 100000 touchent l'APE à plein taux.¹⁰ Les mères de deux enfants n'ont évidemment pas attendu l'extension de l'APE pour s'arrêter de travailler (provisoirement ou non) à la naissance de leur 2ème enfant. La question est donc de savoir dans quelles proportions ces 124000 nouveaux allocataires de l'APE sont des femmes qui se seraient arrêtées de travailler de toute façon à la naissance de leur 2ème enfant, ou bien des femmes que les nouvelles incitations financières induites par l'extension de l'APE ont conduit à arrêter de travailler. Dans quelle mesure ces comportements sont-ils déterminés par les incitations financières?

Pour répondre à cette question, nous nous concentrons sur les femmes vivant en couple et dont le conjoint travaille, qui étaient en principe les seules personnes concernées par cette réforme de 1994. En effet, les femmes seules élevant des enfants de moins de 3 ans ont droit depuis 1976 à l'Allocation pour Parent Isolé (API), alors que les femmes vivant en couple et dont le conjoint ne travaille pas ont droit depuis 1989 au RMI, et le montant de ces deux allocations différentielles sous conditions de ressources est sensiblement supérieur à celui de l'APE.¹¹

Le graphique I représente l'évolution du taux de non-emploi (le % de personnes n'exerçant aucune activité professionnelle effective en mars de l'année de l'enquête) des mères d'enfants de moins de 3 ans dont le conjoint travaille de 1982 à 1996, en fonction du nombre total d'enfants à charge du ménage.¹² Le graphique II fait de même

¹⁰Cf. CNAF(1994;II-85), CNAF(1995b;II-73) et CNAF(1996;II-71).

¹¹Cf. CNAF(1996; II-67, II-70, IV-5). En pratique cependant, il semblerait qu'un nombre non négligeable de mères isolées (relativement au nombre total de mères isolées, et non pas relativement au nombre total d'APE) aient touché l'APE (cf. CNAF(1996; II-71)).

¹²Les chiffres mentionnés dans tous les tableaux et graphiques de ce texte ont été calculés en identifiant les "personnes qui travaillent" aux personnes qui répondent "exercer une profession, à son compte ou comme salarié, même à temps partiel, y compris les aides familiaux, stagiaires rémunérés, etc.." à la question "Quelle est l'occupation actuelle de M...?" de l'enquête Emploi (c'est-à-dire les personnes pour qui la variable "fi" est égale à 1). Toutes les autres personnes (celles pour qui "fi" est différent de 1) rentrent dans la catégorie du "non-emploi", et leur proportion dans une population donnée définit le "taux de non-emploi" de cette population. En particulier, nous ne faisons aucune différence entre les personnes qui se déclarent "chômeurs" et les personnes qui se déclarent "inactifs", ou "femme au foyer", etc.. (a fortiori, nous ne cherchons pas à appliquer les critères du BIT). Ces distinctions ont en effet une pertinence limitée, aussi bien du point de vue de la volonté de trouver un travail (par exemple, on sait bien qu'il faut créer plus d'1 emploi, souvent près de 2, pour diminuer les "chiffres du chômage" d'un chômeur, car une partie importante des nouveaux emplois sont occupés par des personnes qui ne sont pas classés comme "chômeur" mais qui sont prêtes à travailler si des opportunités adéquates se présentent), que du point de vue des transferts sociaux

pour les femmes dont le conjoint travaille mais dont aucun enfant n'a moins de 3 ans.

Insérer Graphiques I et II

[Tous les tableaux et graphiques sont rassemblés à la fin du texte]

Le graphique I montre une très forte progression du taux de non-emploi des mères de deux enfants entre 1994 et 1996, qui passe de 39,4% en mars 1994 à 42,2% en mars 1995 puis 47,9% en mars 1996. Cette progression est d'autant plus impressionnante qu'elle se situe dans un contexte de baisse tendancielle du taux de non-emploi des mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans), qui était passé progressivement de 51,6% en 1984 à 39,4% en 1994. En outre, aucun retournement de ce trend positif de la participation au marché du travail des mères d'enfants de moins de 3 ans n'est perceptible en 1994-1996 pour les femmes ayant 1 enfant ou 3 enfants à charge, et qui n'étaient donc pas concernées par l'extension de l'APE de 1994. De la même façon, le graphique II montre que le taux de non-emploi des femmes sans enfant de moins de 3 ans, qui n'étaient donc pas concernés par l'APE, a poursuivi sans heurts sa courbe descendante en 1994-1996, et ce en particulier pour les mères de 2 enfants. L'augmentation de 8,5 points du taux de non-emploi des femmes concernées par l'extension de l'APE (de 39,4% à 47,9%), relativement à la baisse ou à la stagnation des taux de non-emploi des autres catégories, est statistiquement extrêmement significative, compte-tenu de la taille élevée des échantillons utilisés. Le nombre total de mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) dont le conjoint travaille était en mars 1996 d'environ 460000. Les graphiques I et II suggèrent donc que sur les 100000 mères de 2 enfants touchant l'APE à plein taux au 31/12/95, au moins 40000 ne se seraient pas arrêtées de travailler si l'extension de l'APE n'avait pas eu lieu.¹³

Les graphiques I et II ne prennent pas en compte les éventuelles modifications des caractéristiques socio-économiques (âge, niveau d'éducation, lieu d'habitation,...) des mères de 2 enfants (dont 1 de moins de 3 ans) relativement à celles des autres femmes et qui pourraient expliquer cette augmentation spectaculaire de leur taux relatif de non-emploi entre 1994 et 1996. Sur une période aussi courte, il est évidemment peu probable que de telles modifications puissent expliquer l'évolution observée. Afin de

réellement perçus et donc des incitations financières au travail (un chômeur peut toucher le RMI, tout comme un inactif). Tous les calculs ont été également effectués en adoptant une définition plus restrictive du fait de travailler (par exemple en ne retenant que les personnes travaillant plus de 15 heures par semaine et/ou les personnes gagnant plus de 50% du SMIC), ce qui ne modifie aucune des conclusions de façon significative.

¹³Ce chiffre serait encore plus élevé si l'on prenait en compte les allocataires de l'APE qui ne sont pas des femmes dont le conjoint travaille.

prendre en compte ces autres explications possibles, nous avons cependant estimé une équation probit d'offre de travail pour l'ensemble des femmes dont le conjoint travaille sur la période 1982-1996: le résultat prévisible est que le taux de non-emploi des mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) est de 8,9 points plus élevé en 1996 que ce que le modèle prédit à partir du trend général et de l'effet généralement observé des caractéristiques individuelles (cf. sections 3 et 4 infra pour une description détaillée de cette méthodologie). Cela correspond à une élasticité de la transition non-emploi-emploi d'environ 0,5.¹⁴

3. Les familles monoparentales avant et après la création du RMI.

Du point de vue du nombre et de l'âge des enfants, la création du RMI en 1989 n'a pas modifié les incitations financières au travail de la même façon pour toutes les familles monoparentales. Tout d'abord, les familles monoparentales ayant des enfants de moins de 3 ans n'étaient pas concernées par la création du RMI, puisqu'elles avaient droit depuis 1976 à l'Allocation de Parent Isolé (API), allocation différentielle dont le montant est sensiblement supérieur au montant du RMI.¹⁵

Ensuite, parmi les familles monoparentales dont tous les enfants ont 3 ans ou plus, la modification des incitations au travail induite par la création du RMI n'a pas été la même suivant le nombre d'enfants de la famille considérée. La raison principale est que le barème du RMI traite le nombre d'enfants à charge de façon quasi-linéaire (avec un supplément par rapport au montant pour une personne seule de 50% pour le 1er enfant, de 30% pour le second et de 40% pour les suivants), alors que le barème des allocations familiales et du complément familial traite le nombre d'enfants de façon extrêmement non-linéaire, si bien que les familles nombreuses, qui touchaient déjà d'importantes prestations familiales, ont bénéficié d'une allocation supplémentaire

¹⁴Nous utilisons ici la même notion d'élasticité e_0 que dans Piketty(1997a): e_0 mesure de combien de % le nombre de personnes sans emploi diminuent quand l'écart de revenu disponible entre le non-emploi et l'emploi augmente de 1%. Dans le cas considéré ici, l'écart de revenu disponible diminue d'environ 50% (en retenant un salaire moyen de 6000F pour les femmes concernés, qui par définition doivent avoir des revenus d'activité passés supérieurs au SMIC pour pouvoir toucher l'APE, et une allocation d'environ 3000F), et le nombre de personnes sans emploi augmente d'environ 25% (le taux de non-emploi prédit par le modèle pour 1996 est de 39%, le taux observé est de 47,9%, soit une hausse inexpliquée de $8,9/39=23\%$), soit une élasticité e_0 de 0,5. Cette notion d'élasticité permet de résumer de façon simple le type d'ordres de grandeur en jeu, mais doit être utilisée avec précaution: e_0 peut dépendre du type de population considérée (ici les mères de jeunes enfants) et du niveau initial de l'écart de revenu disponible entre emploi et non-emploi.

¹⁵Cf. CNAF(1996; II-69 et IV-5).

sensiblement plus faible que les autres familles au moment de la création du RMI. Le tableau I indique les montants mensuels correspondants pour les familles monoparentales avec 1, 2 ou 3 enfants à charge, calculés pour un montant de base du RMI (personne seule) de 2403F, en vigueur au 1/1/97.

Insérer Tableau I

Le montant du RMI, des allocations familiales et du complément familial ont très peu changé depuis 1989 en FF constants,¹⁶ et les montants mentionnés dans le tableau I représentent donc correctement la modification survenue en 1989. La colonne "RMI brut" du tableau I indique le niveau de revenu minimum auquel le dispositif du revenu minimum d'insertion s'engage à porter le revenu total du ménage concerné, en fonction des autres ressources du ménage. Dans plus de 90% des cas,¹⁷ le montant effectivement perçu par les allocataires du RMI est amputé d'un "forfait logement", dont le montant est indiqué dans la colonne correspondante du tableau I, soit parce que l'allocataire touche également une allocation logement, soit du fait qu'il dispose d'un logement à titre gratuit. La colonne "AF+CF" indiquent les montants des prestations familiales perçues en fonction du nombre d'enfants, en faisant l'hypothèse que tous les enfants ont 3 ans ou plus et en omettant les majorations familiales.¹⁸ Ces allocations existaient déjà avant la création du RMI, et sont perçus par les ménages concernés indépendamment du fait qu'ils travaillent ou non.¹⁹ La colonne "RMI net" indique le montant de RMI effectivement perçu après 1989 par une famille monoparentale ne disposant d'aucune autre ressource, une fois retranchés le forfait logement et les prestations familiales. Cette colonne indique donc que la diminution des incitations au travail induite par la création du RMI en 1989 est sensiblement plus élevée pour les familles monoparentales avec 1 ou 2 enfants que pour les familles monoparentales avec 3 enfants. Exprimé en revenu par unité de consommation (échelle d'Oxford), la création du RMI a conduit à augmenter de 2019F/mois le revenu disponible d'une

¹⁶Cf. CNAF(1996; I-180, I-181 et I-192).

¹⁷Cf. CNAF(1995b; tableau 13, p.13).

¹⁸La prise en compte des majorations familiales pour enfants de plus de 10 ans ou de plus de 15 ans accentuerait encore un peu plus le différentiel de RMI net entre familles monoparentales avec 1 enfant et familles monoparentales avec 3 enfants.

¹⁹Le plafond de ressources du Complément Familial a une pertinence limitée pour les populations qui nous intéressent ainsi, qui ont très peu de chances d'avoir des revenus d'activité supérieurs à ce plafond (environ 150000F de revenu imposable annuel, soit environ 17400F de revenu mensuel net).

famille monoparentale avec 1 enfant et ne travaillant pas relativement à une famille monoparentale active occupée avec 1 enfant, alors que ce montant correspondant n'est que de 862F/mois pour une famille monoparentale avec 3 enfants (cf. tableau I). L'existence d'un différentiel significatif entre le RMI net des familles monoparentales avec 1 enfant et celui des familles monoparentales avec 3 enfants est d'ailleurs confirmé par les statistiques de la CNAF portant sur les montants de RMI effectivement perçus par les uns et les autres.²⁰ Par contre, ce différentiel est beaucoup moins important pour les couples,²¹ et c'est pourquoi nous choisissons de nous concentrer sur les familles monoparentales.

Compte-tenu du mode de calcul du RMI et de l'interaction avec les prestations familiales, la création du RMI en 1989 est donc équivalente à la création d'un transfert mensuel d'environ 2000F pour toutes les familles monoparentales sans enfant de moins de 3 ans, quel que soit le nombre d'enfant, doublé d'une "APE bis" d'environ 1000F réservée aux familles monoparentales ayant 1 ou 2 enfants et dont les familles monoparentales nombreuses (3 enfants ou plus) seraient exclues.²² Si les incitations financières au travail jouaient un rôle important, de la même façon que pour l'extension de l'APE de 1994, on devrait donc s'attendre à observer que le taux de non-emploi des familles monoparentales avec 1 ou 2 enfants a augmenté relativement à celui des familles monoparentales avec 3 enfants après la création du RMI en 1989, toutes autres choses égales par ailleurs.

²⁰Au 31/12/95, le RMI moyen effectivement perçu était de 1955F pour les femmes seules avec 1 personne à charge et de 1599F pour les femmes seules avec 3 personnes à charges (cf. CNAF(1996;IV-10)). Le fait que les RMI effectivement versés par les CAF soient sensiblement inférieurs aux RMI nets théoriques (cf. tableau I) s'explique par le fait que les bénéficiaires du RMI disposent souvent d'autres ressources que les prestations familiales (allocations chômage, petits revenus d'activité, pensions alimentaires, etc..).

²¹Au 31/12/95, le RMI moyen effectivement perçu par les couples avec 1 personne à charge était de 2101F, contre 2034F pour les couples avec 3 personnes à charge (cf. CNAF(1996;IV-10)). Ce différentiel plus faible pour les couples que pour les familles monoparentales s'explique en partie par le fait que le forfait logement déduit du RMI brut est le même pour tous les couples ayant au moins 1 personne à charge, contrairement au cas des familles monoparentales (cf. tableau I). L'existence de pensions alimentaires pour les familles monoparentales contribue également à renforcer l'écart 1 enfant/3 enfants pour ces dernières relativement aux couples. En outre, le nombre de couples RMistes est trop faible pour que les données des Enquêtes Emploi permettent une estimation robuste des effets des incitations financières.

²²Cette analogie est justifiée dans la mesure où dans le cas des parents isolés l'APE s'apparente à une prestation sous conditions de ressources, puisqu'elle exige que le parent isolé n'ait pas de revenu d'activité.

Le tableau II indique l'évolution des taux de non-emploi des différents types de familles monoparentales avant et après 1989.²³ Compte-tenu de la taille limitée des échantillons individuels, nous avons regroupé toutes les années avant la création du RMI (1982-1989) et toutes les années après la création du RMI (1990-1996).

Insérer Tableau II

On constate que le taux de non-emploi des parents isolés avec 1 ou 2 enfants a augmenté de plus de 10% (de 20,3% à 22,2% pour les parents isolés avec 1 enfant, et de 25,4% à 28,7% pour ceux avec 2 enfants), alors que celui des parents isolés avec 3 enfants a baissé de plus de 5% (de 45,8% à 43,7%). On remarque également que ces évolutions divergentes concernent uniquement les familles monoparentales dont tous les enfants ont atteint ou dépassé l'âge de 3 ans, qui étaient seules affectées par la création du RMI: le tableau II indique que les taux de non-emploi des parents isolés avec au moins 1 enfant de moins de 3 ans ont évolué de la même façon, quel que soit le nombre total d'enfants à charge. Ce différentiel d'évolution entre parents isolés avec 1 ou 2 enfants (agés de plus de 3 ans) et parents isolés avec 3 enfants (agés de plus de 3 ans) est statistiquement significatif, notamment si on le compare au trend relativement uniforme de baisse du taux de sous-emploi qui a touché toutes les femmes dont le conjoint travaille, quel que soit le nombre d'enfants (cf. graphiques I et II).²⁴

²³Les chiffres du tableau II concernent uniquement les mères isolées, afin de faciliter la comparaison avec les chiffres des graphiques I et II. Ces dernières représentent cependant 90% des parents isolés, et les chiffres pour l'ensemble des parents isolés suivent exactement la même évolution.

²⁴Le fait que le taux de non-emploi des parents isolés de jeunes enfants augmente entre 82-89 et 90-96 relativement à celui des parents isolés sans enfant de moins de 3 ans (cf. tableau II), alors que la création du RMI aurait dû diminuer les incitations au travail des seconds relativement aux premiers (puisque les parents isolés de jeunes enfants avaient déjà droit à l'API avant 1989), suggère que d'autres facteurs que les incitations financières jouent un rôle important pour expliquer ces évolutions. Les graphiques I-II montrent également dans le cas des femmes dont le conjoint travaille une détérioration du taux d'emploi des mères de jeunes enfants relativement aux mères sans jeune enfant tout au long des années 80-90 (les secondes ayant beaucoup plus progressé que les premières). Il est possible que les mères de jeunes enfants soient plus sensibles à la conjoncture économique, et donc qu'elles aient plus souffert de la mauvaise situation des années 90 (quand trouver un travail devient plus difficile, le fait d'avoir un jeune enfant à charge peut rendre la recherche d'emploi moins attractive). En outre, il est également possible que la création du RMI ait contribué à stabiliser les parents isolés de jeunes enfants dans leurs droits (leur API est désormais remplacée au 3ème anniversaire de leur jeune enfant par le RMI).

Pour confirmer cette observation, nous avons estimé une équation probit d'offre de travail permettant de prendre en compte l'évolution de toutes les autres caractéristiques des parents isolés sur la période 1982-1996. L'échantillon utilisé comprend tous les parents isolés âgés de moins de 55 ans ayant 1 enfant ou 3 enfants ou plus à charge (afin de se concentrer sur les 2 groupes pour lesquels le différentiel d'incitations créé par le RMI a été le plus fort), soit un total de 26806 observations.

La variable dépendante de la régression est "travfi": travfi=1 si la personne exerce effectivement une activité professionnelle rémunérée en mars de l'année de l'enquête, travfi=0 sinon. Les variables explicatives utilisées sont:

- le type de parent isolé (type=0 s'il s'agit d'un parent isolé avec 1 enfant, type=1 s'il s'agit d'un parent isolé avec 3 enfants).
- la présence d'enfants de moins de 3 ans (enf3=0 si le parent isolé n'a pas d'enfant de moins de 3 ans, enf3=1 sinon).
- le niveau de diplôme en 3 postes (edu=0, 1 ou 2).²⁵
- l'âge en années, ainsi que l'âge au carré en années.
- le type d'agglomération en 5 postes (tur5=1, 2, 3, 4, 5).²⁶
- le sexe (sexe=0 pour les hommes, 1 pour les femmes).

Nous avons également inclu des variables dummies pour chaque année de 1983 à 1996, ainsi que le produit de ces variables dummies par toutes les variables explicatives précédentes. De cette façon, nous prenons en compte non seulement les évolutions des caractéristiques socio-économiques individuelles qui pourraient expliquer pourquoi le taux de non-emploi des parents isolés avec 3 enfants a baissé relativement à celui des parents isolés avec 1 enfant (par exemple, parce que le niveau d'éducation moyen de ces dernières aurait baissé relativement à celui des premiers), mais également l'évolution de l'importance quantitative des effets de ces différentes caractéristiques qui pourrait également biaiser l'interprétation des évolutions observées (par exemple, si les parents isolés avec 1 enfant étaient toujours plus éduqués mais que l'effet du diplôme sur la probabilité d'occuper un emploi avait baissé au cours de

²⁵edu=0 pour les personnes sans diplôme (ou CEP), edu=1 pour les personnes dont le diplôme d'enseignement général le plus élevé est le BEPC, edu=2 pour les personnes pour les personnes titulaires d'un baccalauréat d'enseignement général (nous avons également effectué les régressions en incluant les diplômes de l'enseignement technique, sans que cela modifie de façon significative les résultats).

²⁶tur5=1 pour les personnes résidant dans une commune rurale, tur5=1 pour les unités urbaines de moins de 20000 habitants, tur5=2 pour les unités urbaines de 20000 à 200000 habitants, tur5=3 pour les unités urbaines de plus de 200000 habitants (sauf agglomération parisienne), tur5=5 pour l'agglomération parisienne.

la période). Enfin, nous incluons également du côté droit de la régression une variable "treat", avec $treat=1$ uniquement pour les parents isolés avec 3 enfants (dont aucun de moins de 3 ans) des années 1990-1996 (et $treat=0$ pour tous les autres parents isolés). L'interprétation d'un coefficient positif et significatif pour $treat$ serait que les parents isolés avec 3 enfants (sans enfant de moins de 3 ans) bénéficient après la création du RMI d'une probabilité supérieure d'occuper un emploi relativement aux autres parents isolés, et que cet effet ne peut être expliquée par les effets cumulés de toutes les autres variables explicatives.²⁷ Le tableau III donne les résultats de cette régression (les coefficients statistiquement significatifs au seuil de 5% sont représentés en gras).

Insérer Tableau III

La partie (A) du tableau III donne les coefficients obtenus lorsque l'on régresse $travfi$ uniquement sur $treat$, $type$, $enf3$ et une série de variables dummies pour chaque année de 1982 à 1996. Le coefficient obtenu pour $treat$ (0,103) est statistiquement significatif, mais sa valeur ne permet pas de mesurer l'amplitude de l'effet de $treat$ sur la probabilité d'occuper un emploi, du fait de la non-linéarité du modèle probit. Nous mentionnons donc également sur le tableau III l'"effet marginal de $treat$ " sur la probabilité d'occuper un emploi, qui est calculé en remplaçant $treat=0$ par $treat=1$ dans le modèle estimé, en se plaçant à la moyenne des parents isolés avec 3 enfants dont aucun de moins de 3 ans ($type=1$, $enf3=0$).²⁸ Dans le cas de la régression (A), cet effet vaut 0,041, soit 4,1%: le modèle estime que le taux d'emploi des parents isolés avec 3 enfants (tous âgés de plus de 3 ans) aurait dû être de 4,1% inférieur à ce qu'il a été durant la période 90-96, compte-tenu de l'effet négatif généralement observé pour les parents isolés de familles nombreuses (coef. $type$) sur l'ensemble de la période et du trend négatif général mesuré par les variables dummies. Puisque la régression (A) n'inclut aucune autre variable explicative, ce chiffre de 4,1% mesure tout simplement le fait que le taux

²⁷Cf. Eissa et Liebman(1996; p.619-629).

²⁸Rappelons en effet que le modèle probit estime une équation du type: $Proba(Y=1)=F(a+b_1X_1+...+b_nX_n)$, où Y est la variable dépendante (ici égale à $travfi$), $X_1,...,X_n$ sont les variables explicatives, et $F(.)$ est la fonction de répartition de la loi normale (dans le cas du modèle logit, que nous avons également estimé et qui donne des résultats essentiellement identiques, $F(.)$ est la transformation logistique, i.e. $F(z)=\exp(z)/(1+\exp(z))$). Les coefficients mentionnés sur le tableau III sont les coefficients $b_1,...,b_n$, et ils n'ont donc aucune signification quantitative en termes de probabilité d'occuper un emploi. L'effet marginal d'une variable discrète X_i (par exemple $treat$) est défini par $Proba(Y=1|X_i=1)-Proba(Y=1|X_i=0)$, et dépend donc en général des valeurs des autres variables auxquelles on se place (les effets marginaux du tableau III ont été estimés en se plaçant à $type=1$, $enf3=0$, et à la moyenne de toutes les autres variables explicatives de la régression considérée).

d'emploi des parents isolés avec 1 enfant a baissé d'environ 2% entre 82-89 et 90-96, alors que le taux d'emploi des parents isolés augmentait d'environ 2%: les résultats de la régression (A) du tableau III ne nous apportent pas d'informations supplémentaires par rapport aux chiffres bruts du tableau II.

La partie (B) du tableau III donne les coefficients obtenus lorsque l'on inclut toutes les variables explicatives mentionnées plus haut, y compris les produits des dummies par année et de toutes ces variables explicatives (à l'exception de la variable "type"). On constate que le coefficient de *treat* passe de 0,103 à 0,172, et que l'effet marginal de *treat* sur la probabilité d'occuper un emploi passe de 4,1% à 6,8%. Autrement dit, l'évolution des caractéristiques socio-économiques individuelles sur la période 1982-1996 aurait en principe dû conduire à une amélioration sensible du taux d'emploi des parents isolés avec 1 enfant relativement aux parents isolés avec 3 enfants. L'essentiel de cet effet est dû à l'évolution de la structure par âge de ces deux populations, qui aurait dû avantager les parents isolés avec 1 enfant.

Enfin, la partie (C) donne les mêmes résultats lorsque les produits des dummies par année et de la variable *type* sont également inclus dans la régression: le coefficient de *treat* augmente à nouveau, l'effet marginal passant à 7,9%. Cela montre que l'effet positif sur le taux d'emploi relatif des parents isolés avec 3 enfants constaté après 89 a concerné uniquement ceux dont tous les enfants ont atteint l'âge de 3 ans (relativement aux parents isolés avec 1 enfant âgé de plus de 3 ans): compte-tenu de l'effet cumulé de toutes les autres caractéristiques et de l'ensemble des évolutions constatées pendant la période concernant les familles monoparentales, les parents isolés avec 3 enfants âgés de plus de 3 ans auraient "dû" avoir un taux d'emploi inférieur de 7,9 points à ce qu'ils ont eu après 1989. Aucune autre réforme du système de transferts sociaux sur la période 1982-1996 ne semble pouvoir expliquer cette évolution. L'ordre de grandeur de cet effet inexpliqué correspond à peu près à celui estimé pour l'APE dans la section 2, soit une élasticité e_0 de l'ordre de 0,5.²⁹

4. Les ménages 0-emploi avant et après la création du RMI.

La création du RMI en 1989 n'a pas seulement affecté différemment les incitations au travail suivant le nombre d'enfants à charge du ménage. En effet, du fait qu'il est

²⁹L'effet inexpliqué de 7,9 points correspond à une diminution d'environ 25% du taux de non-emploi des parents isolés de familles nombreuses. Si on l'attribue au fait que ces parents isolés n'ont pas eu droit au 1000FF d'"APE bis" (cf. supra), ce qui correspond à une augmentation de 50% de l'écart de revenu entre non-emploi et emploi (avec un transfert de 3000F, l'écart transfert-SMIC net est de 2000F, alors que cet écart est de 3000F si le transfert n'est que de 2000F), soit $e_0=0,5$. Là encore, ce chiffre de 0,5 n'a d'intérêt qu'à titre illustratif.

calculé et attribué au niveau du ménage et non au niveau individuel (contrairement notamment aux allocations chômage), le RMI a diminué les incitations financières au travail des personnes vivant seules et des personnes vivant en couple dont le conjoint ne travaille pas relativement à celles des personnes vivant en couple et dont le conjoint travaille (pour peu que le revenu d'activité du conjoint soit supérieur au montant du RMI), et ce quel que soit le nombre d'enfants à charge. Si les incitations financières avaient un impact important sur la probabilité d'occuper un emploi, on devrait donc s'attendre à observer que le taux de non-emploi des personnes seules et des personnes dont le conjoint ne travaille pas ait augmenté de façon significative et inexplicablement relativement au taux de non-emploi des personnes dont le conjoint travaille suite à la création du RMI.

Le graphique III montre l'évolution des taux de non-emploi de 1982 à 1996 de toutes les personnes de référence et des conjoints (hommes et femmes confondus) de tous les ménages âgés de moins de 55 ans, en distinguant 3 types de configurations familiales: personnes seules, personnes vivant en couples dont le conjoint ne travaille pas, personnes vivant en couples dont le conjoint travaille (indépendamment du nombre d'enfants à charge).

Insérer Graphique III

Le graphique III montre un trend spectaculaire de ségrégation familiale croissante de l'emploi: entre 1982 et 1996, le taux de non-emploi des personnes seules est passé de 20,2% à 28,5%, le taux de non-emploi des personnes dont le conjoint ne travaille pas est passé de 12,9% à 22,4%, alors que celui des personnes dont le conjoint travaille est passé de 27,1% à 21,5%. Les personnes dont le conjoint travaille, qui avaient la plus faible probabilité d'être eux-mêmes employés en 1982, ont en 1996 la plus forte probabilité d'avoir eux-mêmes un emploi. Autrement dit, on assiste en France pendant la période 1982-1996 à un puissant trend tendant à répartir les emplois dans les mêmes ménages: le nombre de ménages avec 2 emplois ainsi que le nombre de ménages avec 0 emploi augmentent, alors que le nombre de ménages avec 1 emploi diminue.³⁰ Le graphique III indique clairement que ce trend existe sur l'ensemble de la

³⁰Entre 1982 et 1996, le nombre de couples de moins de 55 ans avec 2 emplois est ainsi passé de 4,8 millions à plus de 5,6 millions, le nombre de couples avec 0 emploi est passé de 260000 à près de 450000, alors que le nombre de couples avec 1 emploi passait de 3,6 millions à moins de 3,1 millions. Dans le même temps, le nombre total de personnes seules (c'est-à-dire de personnes ne vivant pas en couple) sans emploi passait de 600000 à près de 1,4 millions, et le nombre de personnes seules avec 1 emploi de 2,4 à 3,4 millions. (Tous ces chiffres concernent uniquement les ménages dont la personne de référence et le conjoint éventuel sont âgés de moins de 55 ans).

période 1982-1996, et il est donc hors de question de l'attribuer à la création du RMI. La question est de savoir si la création du RMI a pu renforcé ce trend, en diminuant les incitations au travail des membres de ménages dans lesquels personne n'a un travail relativement à celles des membres de ménages dans lesquels une personne travaille déjà. En outre, le trend global (hommes et femmes confondus) représenté sur le graphique III masque des réalités fort différentes pour les hommes et pour les femmes. Le graphique IV représente l'évolution des taux de non-emploi entre 1982 et 1996 de la même population globale que le graphique III, mais cette fois-ci en considérant séparément les femmes et les hommes (indépendamment de la situation familiale).

Insérer Graphique IV

Comme l'on pouvait s'y attendre à la lecture du graphique III, les taux de non-emploi des hommes et des femmes suivent des trend totalement divergents: alors que le taux moyen de non-emploi (toutes personnes de référence et conjoints des ménages de moins de 55 ans confondus) reste étonnamment constant tout au long de la période 1982-1996, de 23,2% en 1982 à 23,1% en 1996, le taux de non-emploi des femmes diminue sensiblement, de 39% en 1982 à 32,8% en 1996, alors que le taux de non-emploi des hommes augmente du même montant, de 7,1% en 1982 à près de 13% en 1996. Pour pouvoir détecter une éventuelle rupture de trend causée par la création du RMI, il est donc indispensable de considérer séparément le cas des femmes et le cas des hommes. Compte-tenu des autres modifications des incitations au travail en fonction du nombre d'enfants à charge survenus au cours de la période (cf. sections 2 et 3 supra), nous choisissons également de nous restreindre dorénavant au cas des personnes sans enfants à charge.

4.1. Le cas des femmes.

Le graphique V montre l'évolution des taux de non-emploi des femmes âgées de 25 à 55 ans (sans enfant à charge de moins de 18 ans) entre 1982 et 1996, en fonction de leur situation familiale (personnes seules, personnes vivant en couple dont le conjoint ne travaille pas, personnes vivant en couple dont le conjoint travaille).

Insérer Graphique V

Le graphique V montre des évolutions divergentes des taux de non-emploi des femmes seules et des femmes dont le conjoint travaille, et ce de façon nettement plus prononcée après 1989: le taux de non-emploi des femmes dont le conjoint travaille passe de 31,4% en 1982 à 29,6% en 1989 et 23,6% en 1996, alors que le taux de non-

emploi des femmes seules passe de 14,4% en 1982 à 15,7% en 1989 et 19,5% en 1996. Le ratio $t(10)/t(30)$ entre le taux de non-emploi des femmes seules et le taux de non-emploi des femmes dont le conjoint travaille passe ainsi de 0,46 à 0,53 de 1982 à 1989 (soit une augmentation de 15%), puis de 0,53 à 0,83 entre 1989 et 1996 (soit une augmentation de 56%). Cette rupture de trend peut-elle s'expliquer par l'évolution des caractéristiques socio-économiques individuelles pendant cette période?

Pour étudier cette question, nous avons estimé la même équation probit d'offre de travail que dans la section 2 pour l'ensemble des femmes de 25 à 55 ans (personnes de référence et conjoints). Outre l'ensemble des caractéristiques individuelles observables (âge, niveau de diplôme, lieu d'habitation), les variables dummies par année et le produit des dummies par année par toutes les variables de caractéristiques individuelles, nous avons également inclus du côté droit de la régression une variable "type" (type=10,20 ou 30, avec type=30 comme valeur de référence) et le produit de cette variable "type" par les dummies par année (année de référence=1982). De cette façon, nous pouvons distinguer l'évolution des taux de non-emploi des différents groupes qui est due à l'évolution des caractéristiques individuelles de celle qui est "inexpliquée". Nous avons ensuite estimé le ratio $t(10)/t(30)$ "inexpliqué" pour chaque année de 1982 à 1996, en calculant l'effet du coefficient de la variable produit de type=10 et de l'année considérée (ces coefficients sont indiqués dans la partie (B) du tableau IV).³¹ Le graphique VI représente l'évolution de ces ratios $t(10)/t(30)$ inexpliqués comparée à l'évolution des ratios $t(10)/t(30)$ observés.

Insérer Graphique VI et Tableau IV.

Le graphique VI montre que les ratios $t(10)/t(30)$ inexpliqués sont toujours plus proches de 1 que les ratios $t(10)/t(30)$ observés. Autrement dit, le fait que les femmes seules ont toujours une probabilité plus élevée d'occuper un emploi que les femmes vivant en couple et dont le conjoint travaille s'explique toujours en partie par le fait que les femmes seules ont en moyenne des caractéristiques observables plus favorables que les femmes vivant en couple (elles sont plus éduquées, plus souvent en région parisienne, etc.). Cela montre que les variables explicatives observables expliquent effectivement une partie de l'écart entre les 2 taux de non-emploi. Cette partie expliquée du ratio $t(10)/t(30)$ est cependant assez faible, de l'ordre de 10%. Mais le fait important qui nous intéresse ici est que cette partie expliquée est essentiellement constante tout au long de la période 1982-1996: alors que le ratio $t(10)/t(30)$ observé passe de 0,46 en 1982 à 0,53 en 1989 et 0,83 en 1996, le ratio $t(10)/t(30)$ inexpliqué

³¹ L'effet marginal du coefficient de (type=10)*19xx a été estimé en se plaçant au niveau du taux d'emploi moyen observé des type=30 de l'année considérée. Cf. section 3 sur l'estimation de l'effet marginal d'un coefficient dans un modèle probit.

passé de 0,49 en 1982 à 0,58 en 1989 et à 0,87 en 1996. Autrement dit, le taux relatif de non-emploi des femmes seules ne s'est pas détérioré brutalement après 1989 parce que leurs caractéristiques relatives ont cessé d'être aussi favorables à l'emploi que par le passé: il existe effectivement une rupture de trend inexpliquée après 1989 (cf. graphique VI). Certes, les caractéristiques observables utilisées sont loin d'être exhaustives (cf. infra pour le cas des femmes dont le conjoint ne travaille pas). Mais si cette rupture de trend s'expliquait principalement par une détérioration prévisible des caractéristiques relatives des femmes seules (qualifications,...) et non par une modification des incitations financières relatives, on devrait au moins s'attendre à ce que les caractéristiques observables (diplôme,...) permettent d'en expliquer au moins une partie. Une explication possible est qu'après 1989 le travail soit devenu moins attractif pour les femmes seules que pour les femmes dont le conjoint travaille, du fait de la création du RMI. Cela serait cohérent avec les trends observés dans le cas des femmes ayant des enfants à charge (cf. sections 2 et 3). A titre illustratif, notons que le nombre de femmes seules (sans enfants à charge) touchant le RMI était au 31/12/95 d'environ 167000, soit plus de 11% du nombre total de femmes seules âgées de 25 à 55 ans (sans enfants à charge) estimé à partir de l'enquête Emploi de mars 1996 (1,458 millions), ce qui correspond à environ 2 fois l'augmentation de leur taux de non-emploi entre 1989 et 1996 (le taux de non-emploi des femmes seules était en 1996 de 19,5%, contre 15,7% en 1989).³² En attribuant l'ensemble de cet effet inexpliqué à la création du RMI, on aboutirait à une élasticité du même ordre de grandeur que pour les femmes seules ayant des enfants à charge.³³

³²Il est cependant difficile de comparer les chiffres de l'enquête Emploi avec ceux de la CNAF, dans la mesure où de nombreuses personnes seules RMistes vivent chez leurs parents, et que nous nous concentrons ici sur les femmes seules qui sont les personnes de référence de leur ménage (cf. Infra la discussion pour le cas des hommes seuls). En outre, il est impossible d'utiliser les réponses à la question de l'enquête Emploi sur la perception ou non du RMI, car, même en prenant en compte toutes les personnes vivant chez leurs parents déclarant toucher le RMI, le nombre de RMistes déclarés est d'à peine 50% du nombre de RMI versés par la CNAF. Cela tient peut-être en partie au fait que la question sur le RMI est posée uniquement aux chômeurs.

³³Si le ratio $t(10)/t(30)$ inexpliqué avait suivi le même trend sur la période 82-89 que sur la période 89-96, on aurait dû observer un $t(10)/t(30)$ de 0,68 en 1996, et donc un $t(10)$ de 16%, au lieu des 19,5% effectivement observés. Les 3,5 points de différence représentent une augmentation d'environ 20% du taux de non-emploi, alors que la création du RMI a fait passer l'écart de revenu disponible entre non-emploi et emploi au SMIC de 5000F à 3000F, soit une diminution de 40% et une élasticité e_0 de 0,5 (en supposant qu'aucun transfert social n'existait pour les femmes seules sans enfant à charge avant le RMI, ce qui est évidemment faux: allocations chômage,...; il s'agit donc d'une sous-estimation de la véritable

Nous avons calculé de la même façon les ratios $t(20)/t(30)$ inexpliqués pour les femmes vivant en couple et dont le conjoint ne travaillent pas (cf. graphique VII).

Insérer Graphique VII

La rupture de trend est moins claire pour les femmes dont le conjoint ne travaille pas que pour les femmes seules, et les estimations sont plus volatiles, sans doute du fait de la taille plus limitée des échantillons utilisés. En regroupant toutes les années de 1982 à 1989, on trouve un ratio $t(20)/t(30)$ inexpliqué de 1,47. En faisant de même pour toutes les années de 1990 à 1996, on trouve 1,61, soit une progression de près de 10%, ce qui est statistiquement significatif au seuil de 5% compte-tenu de la taille des échantillons.³⁴ Là encore, les variables explicatives observables n'expliquent qu'environ 10% de l'écart entre les femmes dont le conjoint travaille et celles dont les conjoints ne travaillent pas, et ceux de façon relativement stable dans le temps.

Cette comparaison des ratios $t(20)/t(30)$ inexpliqués et des ratios $t(20)/t(30)$ observés montre la relative pauvreté des caractéristiques observables utilisables (et utilisées): en moyenne sur l'ensemble de la période 1982-1996, le ratio $t(20)/t(30)$ observé est de 1,58, contre 1,53 pour le ratio $t(20)/t(30)$ inexpliqué. Autrement dit, une femme dont le conjoint n'a pas d'emploi a 58% plus de chances de ne pas avoir d'emploi qu'une femme dont le conjoint travaille, et cette inégalité des chances face à l'emploi est encore de 53% si l'on considère des femmes qui ont les mêmes caractéristiques observables (même niveau de diplôme, même âge, même lieu d'habitation,...). Cela montre de façon claire qu'il existe de très nombreuses caractéristiques non observables qui font que les personnes les plus susceptibles d'avoir un conjoint sans emploi sont également les plus susceptibles d'avoir des difficultés à trouver du travail, et rien ne garantit que la structure de ces caractéristiques non observables n'ait pas évolué dans de multiples directions entre 1982 et 1996.

4.2. Le cas des hommes.

Le cas des hommes est très différent de celui des femmes, comme l'indique le graphique VIII, qui représente l'évolution des taux de non-emploi des hommes âgés de 25 à 55 ans (sans enfant à charge de moins de 18 ans) entre 1982 et 1996, en fonction de leur situation familiale (personnes seules, personnes vivant en couple dont le

élasticité).

³⁴Cette progression du ratio $t(20)/t(30)$ inexpliqué reste cependant très inférieure à la progression du ratio $t(10)/t(30)$ inexpliqué, qui passe de 0,54 pour la période 82-89 à 0,74 pour la période 89-96, soit une progression de plus de 37%.

conjoint ne travaille pas, personnes vivant en couple dont le conjoint travaille).

Insérer Graphique VIII

Le graphique VIII montre en effet des évolutions très homothétiques des taux de non-emploi des hommes des différentes configurations familiales sur la période 1982-1996. Le taux de non-emploi des hommes seuls est passé de 13,6% en 1982 à 15,7% en 1989 (soit une progression de 15,4%), puis de 15,7% en 1989 à 20,5% en 1996 (une progression de 30,6%), et le taux de non-emploi des hommes dont le conjoint ne travaille pas est passé de 11,1% en 1982 à 12,3% en 1989 (une progression de 10,8%), puis de 12,3% en 1989 à 16,6% en 1996 (une progression de 35,9%). Dans le même temps, le taux de non-emploi des hommes dont le conjoint travaille est passé de 5,3% en 1982 à 6,3% en 1989 (une progression de 18,8%), puis de 6,3% en 1989 à 8,5% en 1996 (une progression de 34,9%). Autrement dit, tous ces taux de non-emploi ont augmenté à peu près dans les mêmes proportions, et aucune rupture de trend n'est décelable après 1989. Le fait que le taux de non-emploi des hommes seuls et des hommes dont le conjoint ne travaille pas n'ait pas augmenté sensiblement plus vite (en proportion) que celui des hommes dont le conjoint de travaille, et ce avant comme après 1989, semble extrêmement robuste: ce même fait se retrouve si l'on adopte une définition plus restrictive du fait de travailler (par exemple en se restreignant à ceux qui travaillent plus de 15 heures par semaine ou à ceux qui travaillent à plein temps), et il se retrouve également si l'on inclut les hommes de plus de 25 ans qui vivent chez leurs parents, dont le nombre ainsi que le taux de non-emploi a considérablement progressé entre 1982 et 1996, mais là encore sans rupture de trend en 1989, et sans modifier sensiblement l'homothéticité de ces évolutions à travers les différentes configurations familiales.³⁵ Nous avons également estimé la même régression probit d'offre de travail que pour les femmes, ce qui nous a permis de comparer les ratios $t(10)/t(30)$ et $t(20)/t(30)$ inexploqués aux ratios observés (cf. graphique IX).

Insérer Graphique IX

Le graphique IX confirme ces conclusions: les ratios $t(10)/t(30)$ et $t(20)/t(30)$ connaissent des fluctuations importantes au cours du cycle économique, mais aucun

³⁵Une difficulté liée à l'inclusion des personnes vivant chez leurs parents dans l'échantillon est que les données des enquêtes Emploi ne nous permettent pas de savoir si ces personnes vivent en couple, ont des enfants, etc.. En supposant que toutes ces personnes sont des personnes seules, on retrouve la même homothéticité et la même absence de rupture de trend en 1989 que sur le graphique V.

trend ascendant ni descendant n'est discernable, que ce soit avant ou après 1989. De la même façon que pour les femmes, les ratios inexpliqués diffèrent assez peu des ratios observés, et la fraction expliquée des ratios est sensiblement la même tout au long de la période. En regroupant toutes les années de 1982 à 1989, on trouve un ratio $t(10)/t(30)$ inexpliqué de 2,55, et un ratio $t(20)/t(30)$ inexpliqué de 1,82. En faisant de même pour toutes les années de 1990 à 1996, on trouve 2,42 et 1,89, soit des variations inférieures à 5%. Pour les hommes seuls, la prise en compte de l'évolution des caractéristiques individuelles observables et de l'évolution des effets que ces dernières ont sur la probabilité d'occuper un emploi a même tendance à diminuer le ratio inexpliqué $t(10)/t(30)$ des années 90 comparé à celui des années 80: les caractéristiques des hommes seuls ont plutôt eu tendance à se détériorer relativement à celles des hommes dont le conjoint travaille, et il est donc d'autant plus étonnant que le ratio des taux de non-emploi n'ait pas augmenté.³⁶

Ces résultats peuvent sembler relativement surprenants (tout du moins de notre point de vue), surtout si l'on considère que le nombre d'hommes seuls (sans enfants à charge) touchant le RMI est passé de 0 avant 1989 à plus de 316000 au 31/12/95, soit près de 2 fois plus que le nombre de femmes seules (sans enfants à charge) touchant le RMI.³⁷ Mais le fait est qu'il y a toujours eu beaucoup plus d'hommes seuls sans emploi que de femmes seules sans emploi (et sans enfants à charge), avant comme après la création du RMI, et que le taux de non-emploi des hommes seuls n'a pas plus augmenté après 1989 que celui des autres hommes, contrairement au taux de non-

³⁶On notera que la particularité des hommes seuls est que, contrairement aux hommes dont le conjoint ne travaille pas, aux femmes seules et aux femmes dont le conjoint ne travaille pas (cf. graphiques VI-VII et IX), leur ratio $t(10)/t(30)$ inexpliqué est encore plus éloigné de 1 que leur ratio $t(10)/t(30)$ observé. Autrement dit, sur la base de leurs caractéristiques observables, les hommes seuls devraient être plus souvent employés que les hommes dont le conjoint travaille, ce qui montre à nouveau l'importance des caractéristiques non observables qui sont corrélés à la fois avec la situation familiale et la situation sur le marché du travail. Notons cependant que cette supériorité des caractéristiques observables des hommes seuls a eu tendance à se réduire au cours du temps (cf. graphique IX). Si l'on incluait tous les hommes de plus de 25 ans vivant chez leurs parents parmi les hommes seuls, on trouverait même que le ratio $t(10)/t(30)$ inexpliqué passe en-dessous du ratio $t(10)/t(30)$ observé dans les années 90. Cela rend encore plus surprenante l'absence de rupture de trend du ratio $t(10)/t(30)$ après 1989.

³⁷A titre de comparaison, le nombre d'hommes seuls âgés de 25 à 55 ans (sans enfants à charge) de l'enquête Emploi 1996 est de 1,75 million. Cette comparaison est cependant rendue difficile par le fait que de nombreux hommes seuls RMistes vivent chez leurs parents, et ce dans des proportions apparemment plus importantes que pour les femmes (d'après l'enquête Emploi, il y avait en 1996 plus de 1,11 million d'hommes âgés de 25 à 55 ans vivant chez leurs parents).

emploi des femmes seules (avec ou sans enfants à charge).³⁸

Références.

Blundell, R.(1995), "The Impact of Taxation on Labor Force Participation and Labor Supply", Chapter 3, Taxation, Employment and Unemployment, OECD Jobs Study.

Bourguignon, F. et T. Magnac(1990), "Labor Supply and Taxation in France", Journal of Human Resources 25, 358-389.

Card, D. et A. Krueger(1995), Myth and Measurement. The New Economics of the Minimum Wage, Princeton University Press.

Card, D. et P. Robbins(1996), "Do Financial Incentives Encourage Welfare Recipients to Work? Early Findings from the Self-Sufficiency Project", mimeo, Princeton.

CNAF(1994), Statistiques 1993 CAF et tous régimes.

CNAF(1995a), Statistiques 1994 CAF et tous régimes.

CNAF(1995b), Le RMI au 30 juin 1995.

CNAF(1996), Statistiques 1995 CAF et tous régimes.

Eissa, N. et J. Liebman(1996), "Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit", Quarterly Journal of Economics 111, 605-637.

Feldstein, M.(1995), "The Effect of Marginal Tax Rates on Taxable Income: A Panel Study of the 1986 Tax Reform Act", Journal of Political Economy 103, 551-572.

Liebman, J.(1996), Essays on the Earned Income Tax Credit, PhD Dissertation, Harvard.

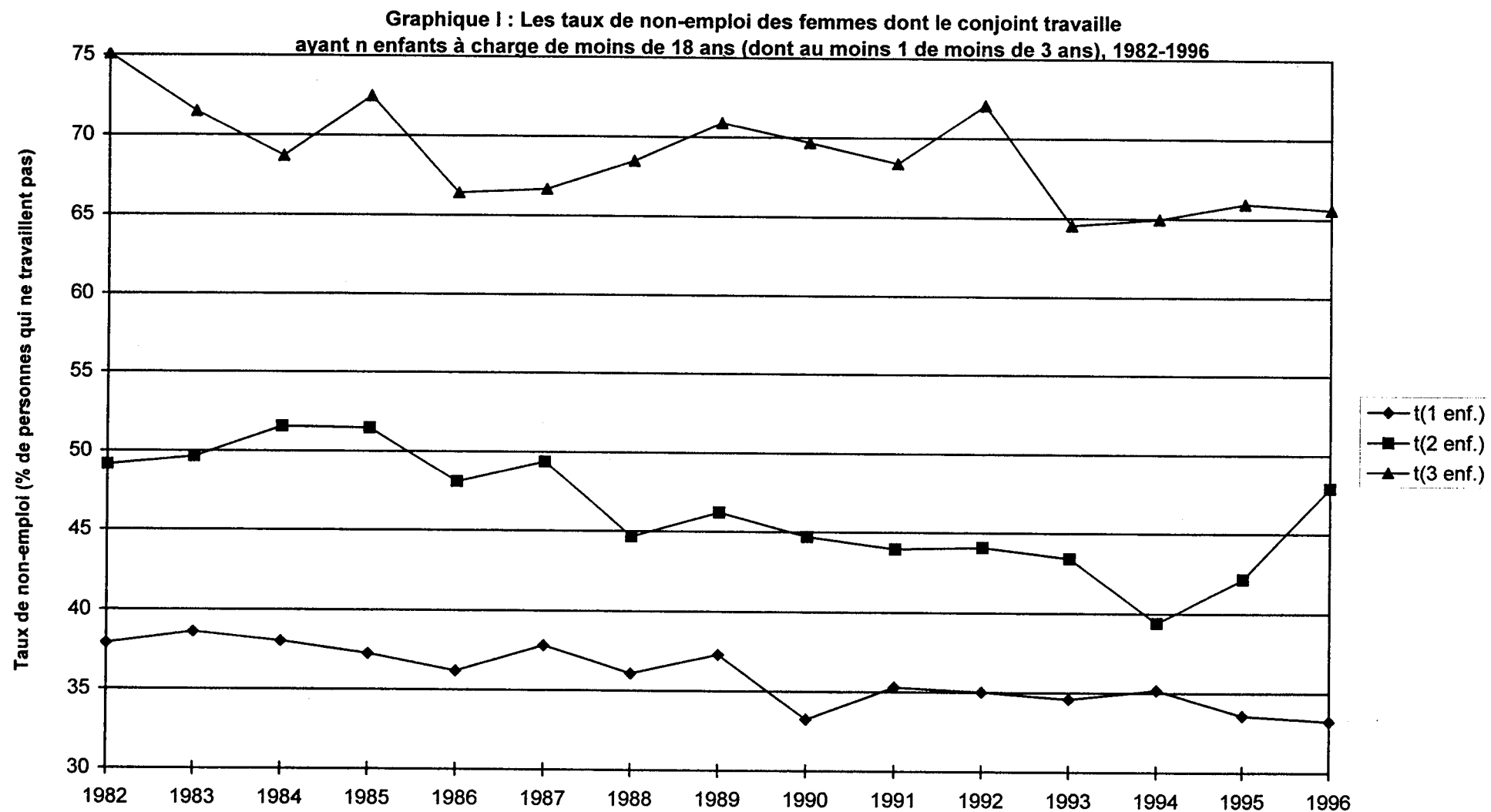
ODAS(1997), Du RMI au SMIC, étude sur l'apport financier de l'accès à l'emploi par types de ménages.

Piketty, T. (1997a), "La redistribution fiscale face au chômage", Revue Française d'Economie.

³⁸Le nombre total de femmes seules (avec ou sans enfants à charge) touchant le RMI ou l'API était au 31/12/95 de 473000 (328500 pour le RMI et 144500 pour l'API), soit un chiffre nettement inférieur au nombre total d'hommes seuls (avec ou sans enfants à charge) touchant le RMI ou l'API au 31/12/95, soit 330000 (328000 pour le RMI et 2000 pour l'API) (cf. CNAF(1996; II-68 et IV-8)).

Piketty, T. (1997b), L'économie des inégalités, La Découverte, Collection "Repères".

Slemrod, J.(1995), "Income Creation or Income Shifting? Behavioral Responses to the Tax Reform Act of 1986", American Economic Review 85-2, 175-180.

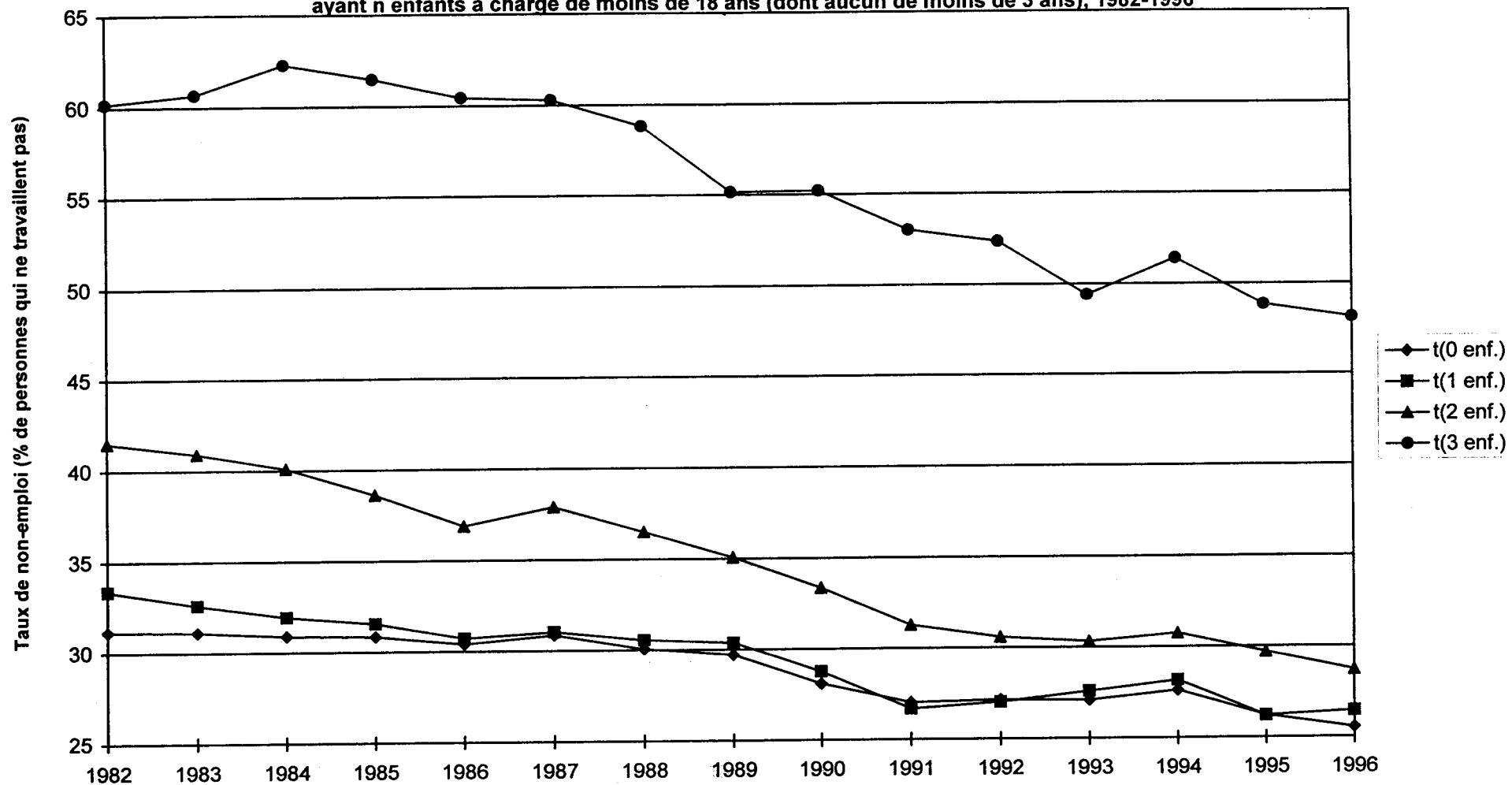


Source: INSEE, Enquêtes Emploi, 1982-1996

Champ: Femmes vivant en couple et dont le conjoint travaille de tous les ménages de moins de 55 ans.

Nombre d'observations moyen par an: 1900 (1 enf.), 1650 (2 enf.), 750 (3 enf.).

**Graphique II : Taux de non-emploi des femmes dont le conjoint travaille,
ayant n enfants à charge de moins de 18 ans (dont aucun de moins de 3 ans), 1982-1996**



Source: INSEE, Enquêtes Emploi, 1982-1996.

Champ: Femmes vivant en couple et dont le conjoint travaille de tous les ménages de moins de 55 ans.

Nombre d'observations moyen par an: 12800 (0 enf.), 9270 (1 enf.), 8180 (2 enf.), 3060 (3 enf.).

Tableau I : Les modifications des incitations au travail des familles monoparentales apportées par la création du RMI

	RMI brut	For.Log.	AF + CF	RMI net	RMI net/UC
1 enf.	3605	577	0	3028	2019
2 enf.	4325	714	675	2937	1468
3 enf.	5287	714	2417	2156	862

Source: CNAF, Circulaire C01-97, "Montant des prestations familiales, du RMI et de l'AAH au 1er janvier 1997".

Tableau II : Taux de non-emploi des mères isolés avant et après la création du RMI

	1982-89	1990-96
1 enf. (enf3=0)	20,3 (N=8270)	22,2 (N=9266)
2 enf. (enf3=0)	25,4 (N=3926)	28,7 (N=4323)
3 enf. (enf3=0)	45,8 (N=1209)	43,7 (N=1258)
1 enf. (enf3>0)	47,3 (N=920)	51,7 (N=983)
2 enf. (enf3>0)	57,6 (N=451)	61,7 (N=530)
3 enf. (enf3>0)	69,2 (N=216)	73,5 (N=263)

Source: INSEE, Enquêtes Emploi, 1982-1996.

Champ: Femmes isolées de moins de 55 ans ayant n enfants à charge de moins de 18 ans (nombre d'observations entre parenthèses).

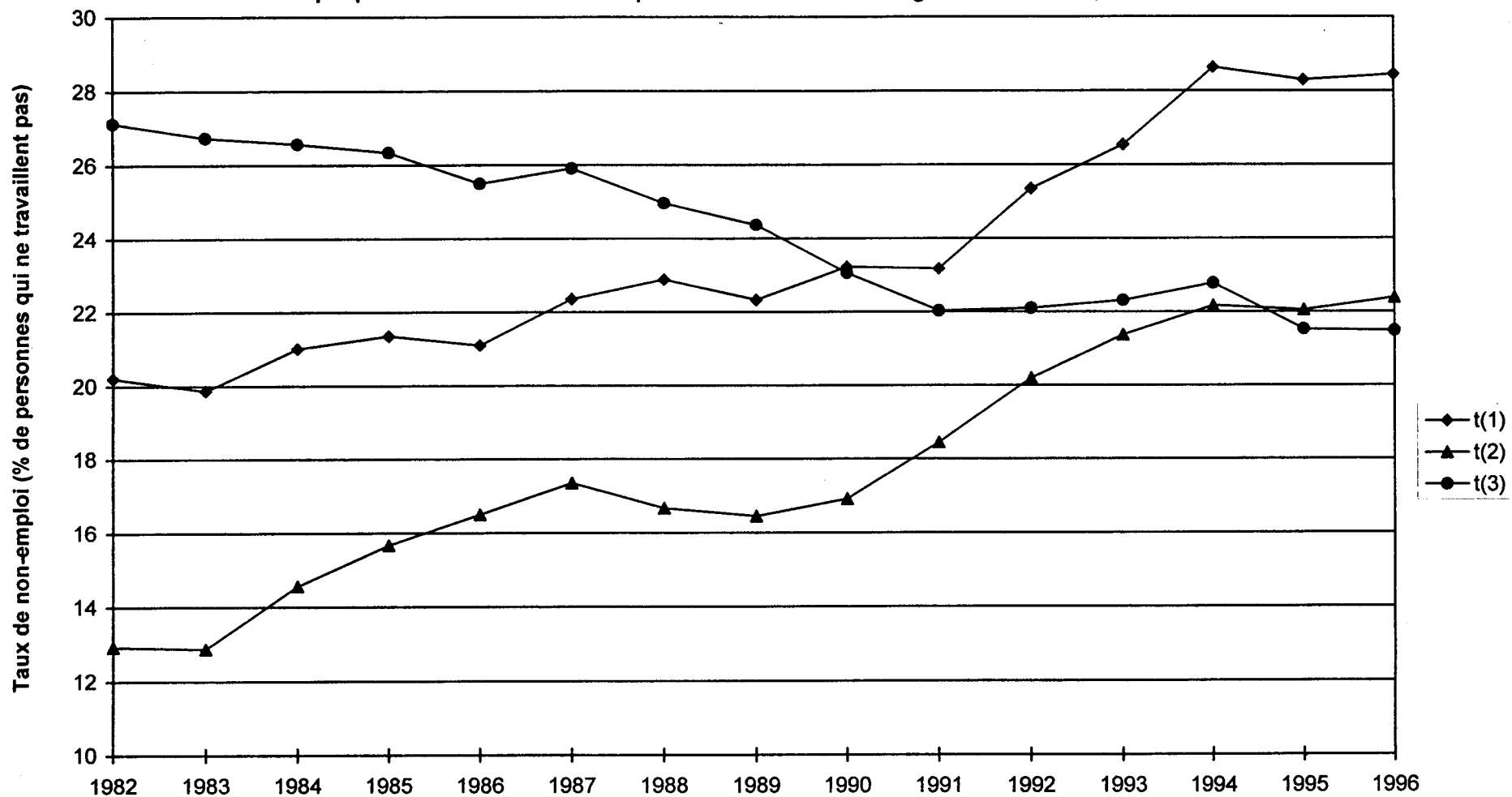
Définition: Taux de non-emploi=% de personnes qui ne travaillent pas (qui n'ont pas d'activité professionnelle effective au moment de l'enquête).

Tableau III : Estimation de l'équation probit d'offre de travail
pour les familles monoparentales

variable	coef.	écart-type	variable	coef.	écart-type
(A)			(C)		
treat	0,103	0,043	treat	0,201	0,090
type	-0,814	0,028	type	-0,817	0,097
enf3	-0,690	0,025	enf3	-0,661	0,123
constant	0,931	0,037	âge	0,239	0,039
log.vrais.	-14561		âge^2	-0,0033	0,0006
Effet marginal de treat	0,041	0,017	edu=0	(valeur de référence)	
(B)			edu=1	0,232	0,114
treat	0,172	0,047	edu=2	0,310	0,133
type	-0,918	0,030	tur5=1	(valeur de référence)	
enf3	-0,642	0,122	tur5=2	0,361	0,147
âge	0,252	0,037	tur5=3	0,071	0,129
âge^2	-0,0034	0,0005	tur5=4	0,078	0,129
edu=0	(valeur de référence)		tur5=5	0,310	0,139
edu=1	0,217	0,113	sexe	-0,500	0,117
edu=2	0,297	0,132	constant	-2,411	0,763
tur5=1	(valeur de référence)		log.vrais.	-13245	
tur5=2	0,360	0,147	Effet marginal de treat	0,079	0,036
tur5=3	0,063	0,129			
tur5=4	0,074	0,129			
tur5=5	0,300	0,139			
sexe	-0,499	0,117			
constant	-2,612	0,742			
log.vrais.	-13255				
Effet marginal de treat	0,068	0,018			

Source: INSEE, Enquêtes Emploi, 1982-1996.
Champ: Parents isolés (hommes et femmes) de moins de 55 ans
1 enfant ou 3 enfants et plus à charge (Nombre total
d'observations = 26806).
Note: Les coefficients statistiquement significatifs (au seuil de 5%)
sont représentés en gras. Les coefficients des variables dummies
pour les années (année de référence=82), ainsi que ceux des
produits de ces dummies par toutes les autres variables, ne sont
pas mentionnés sur ce tableau, bien qu'inclus dans ces régressions
(cf. texte, section 3).

Graphique III : Les taux de non-emploi en fonction de la configuration familiale, 1982-1996

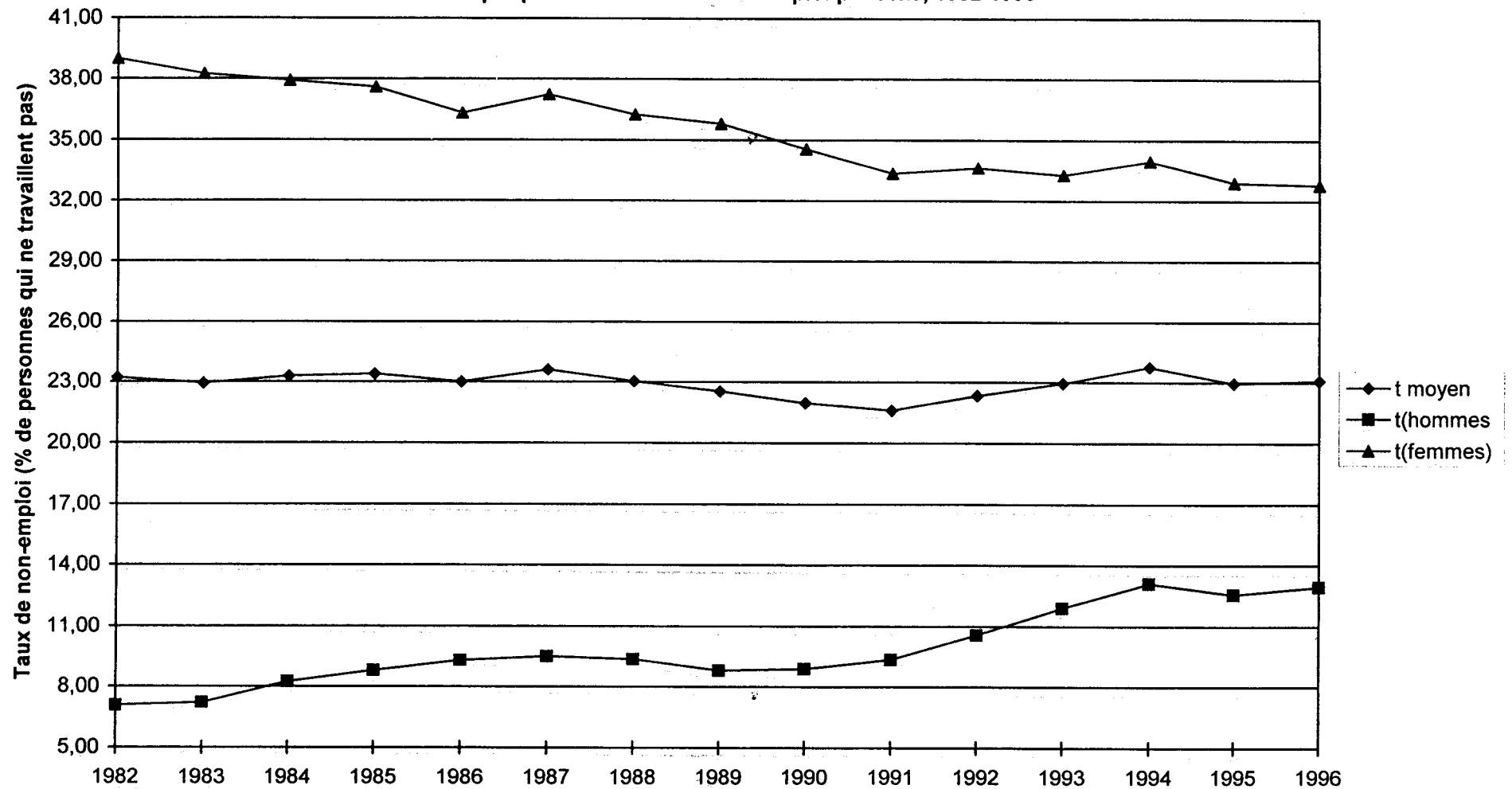


Source : INSEE, Enquêtes Emploi, 1982-1996

Champ: Personnes de référence et conjoints de tous les ménages de moins de 55 ans, partagés en 3 catégories: 1=personnes seules; 2=pers. dont le conjoint ne travaille pas; 3=pers. dont le conjoint travaille.

Nombre moyen d'observations par an : 11440 (cat.1), 12660 (cat.2) et 42920 (cat.3)

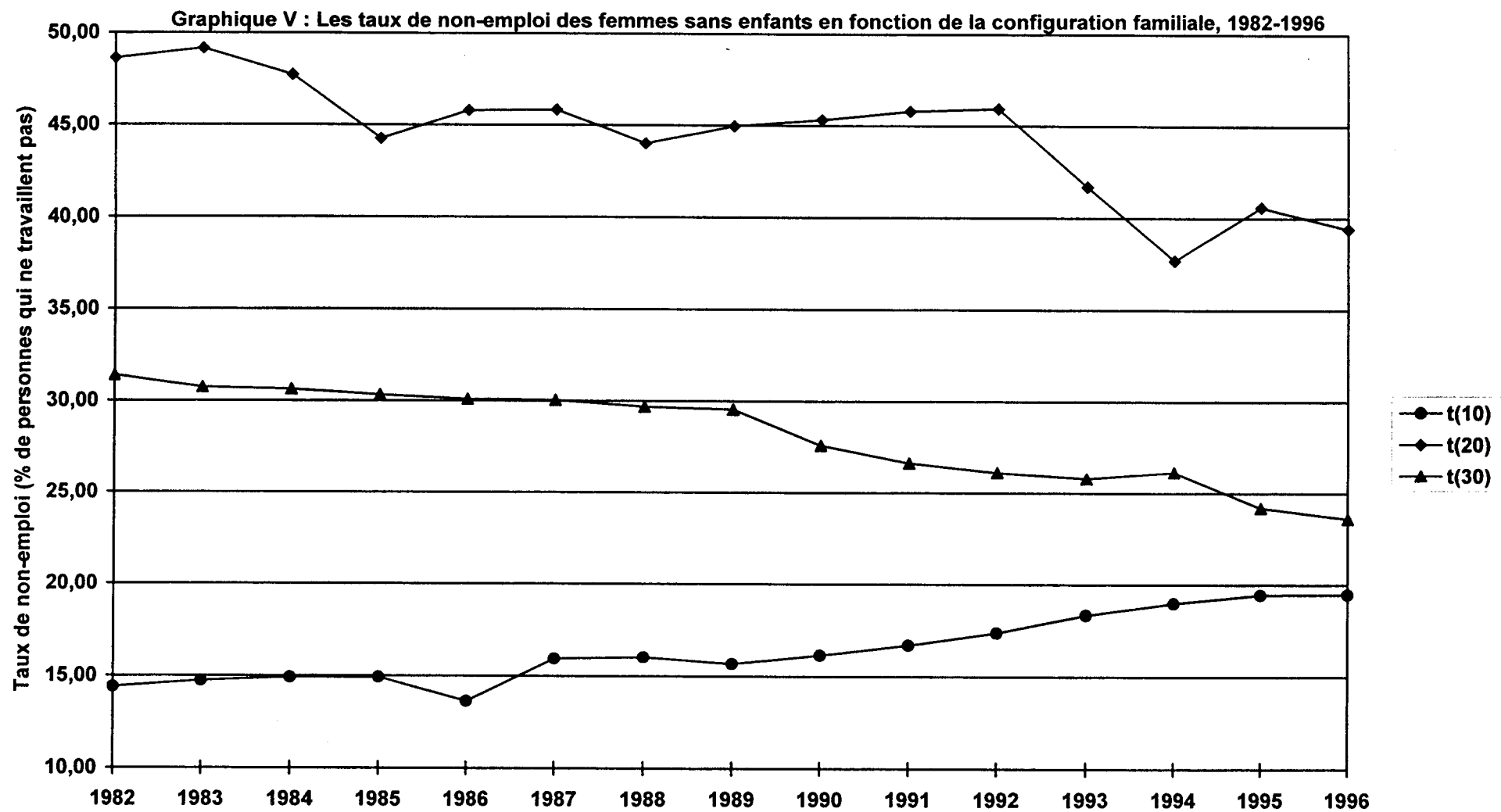
Graphique IV: Les taux de non-emploi par sexe, 1982-1996



Source: INSEE, Enquêtes Emploi, 1982-1996

Champ: Personnes de référence et conjoints de tous les ménages de moins de 55 ans.

Nombre moyen d'observations par an: 34430 (hommes), 32590 (femmes).

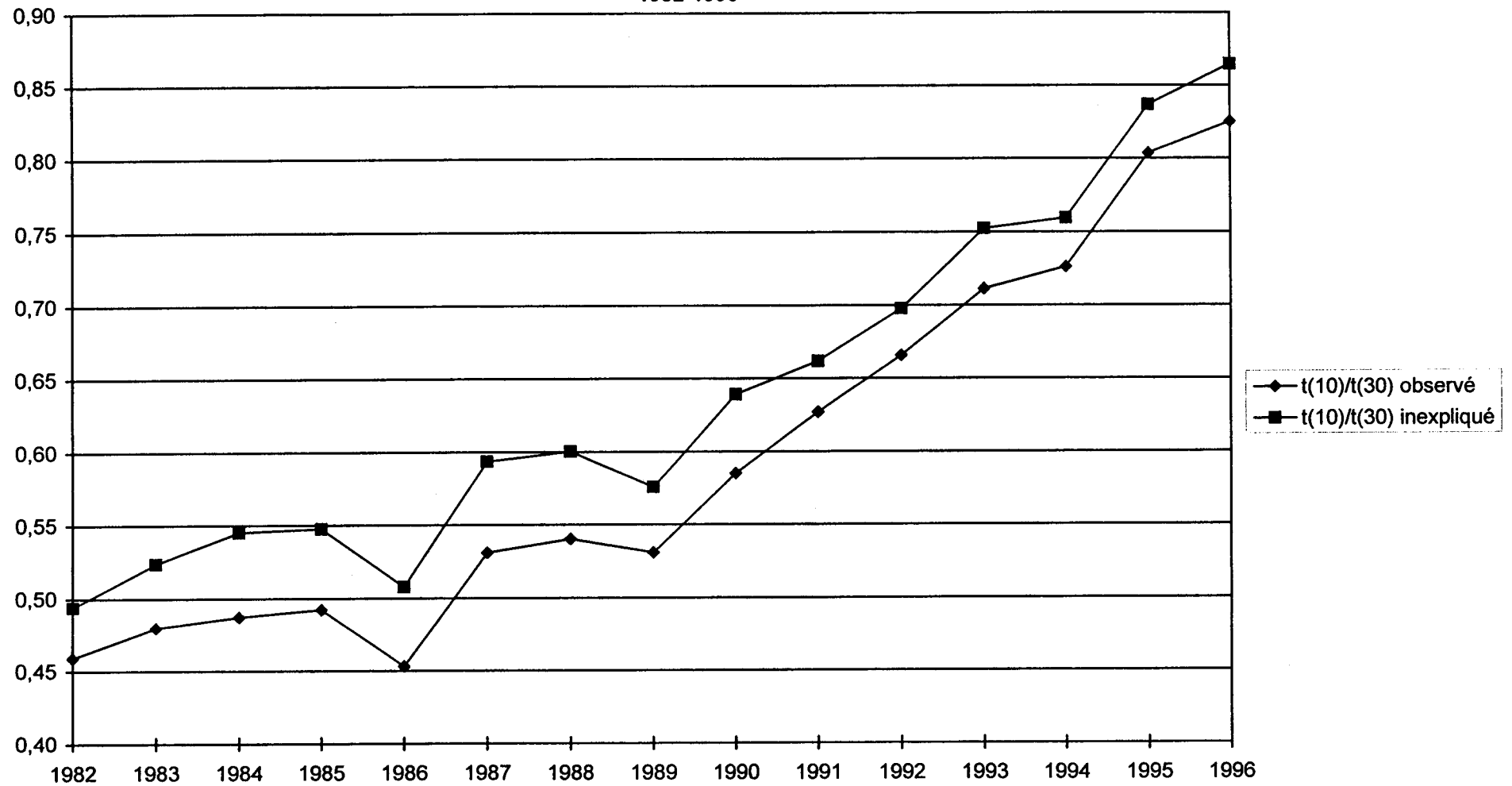


Source : INSEE, Enquêtes Emploi, 1982-1996

Champ: Femmes (personnes de références et conjoints) de 25 ans ou plus de tous les ménages de moins de 55 ans, sans enfants à charge de moins de 18 ans, partagées en 3 catégories (cf. Graphique III)

Nombre moyen d'observations par an: 3580 (cat.10), 650 (cat.20), 6380 (cat.30)

Graphique VI : Les ratios entre le taux de non-emploi des femmes seules et celui des femmes dont le conjoint travaille, 1982-1996



Source: INSEE, Enquêtes Emploi, 1982-1996
Champ et nombre d'observations: cf. Graphique V.

Tableau IV : Estimation de l'équation probit d'offre de travail
pour les femmes sans enfants à charge

variable	coef.	écart-type	variable	coef.	écart-type
(A)			(B)		
1983*type=10	-0,034	0,049	1983*type=10	-0,043	0,052
1984*type=10	-0,044	0,048	1984*type=10	-0,070	0,051
1985*type=10	-0,054	0,048	1985*type=10	-0,075	0,051
1986*type=10	-0,002	0,048	1986*type=10	-0,027	0,051
1987*type=10	-0,104	0,047	1987*type=10	-0,131	0,050
1988*type=10	-0,118	0,047	1988*type=10	-0,141	0,049
1989*type=10	-0,108	0,047	1989*type=10	-0,114	0,049
1990*type=10	-0,184	0,047	1990*type=10	-0,195	0,049
1991*type=10	-0,235	0,046	1991*type=10	-0,224	0,048
1992*type=10	-0,278	0,046	1992*type=10	-0,263	0,048
1993*type=10	-0,325	0,045	1993*type=10	-0,317	0,047
1994*type=10	-0,338	0,045	1994*type=10	-0,322	0,047
1995*type=10	-0,416	0,045	1995*type=10	-0,397	0,047
1996*type=10	-0,437	0,044	1996*type=10	-0,422	0,046

Source: INSEE, Enquêtes Emploi, 1982-1996.

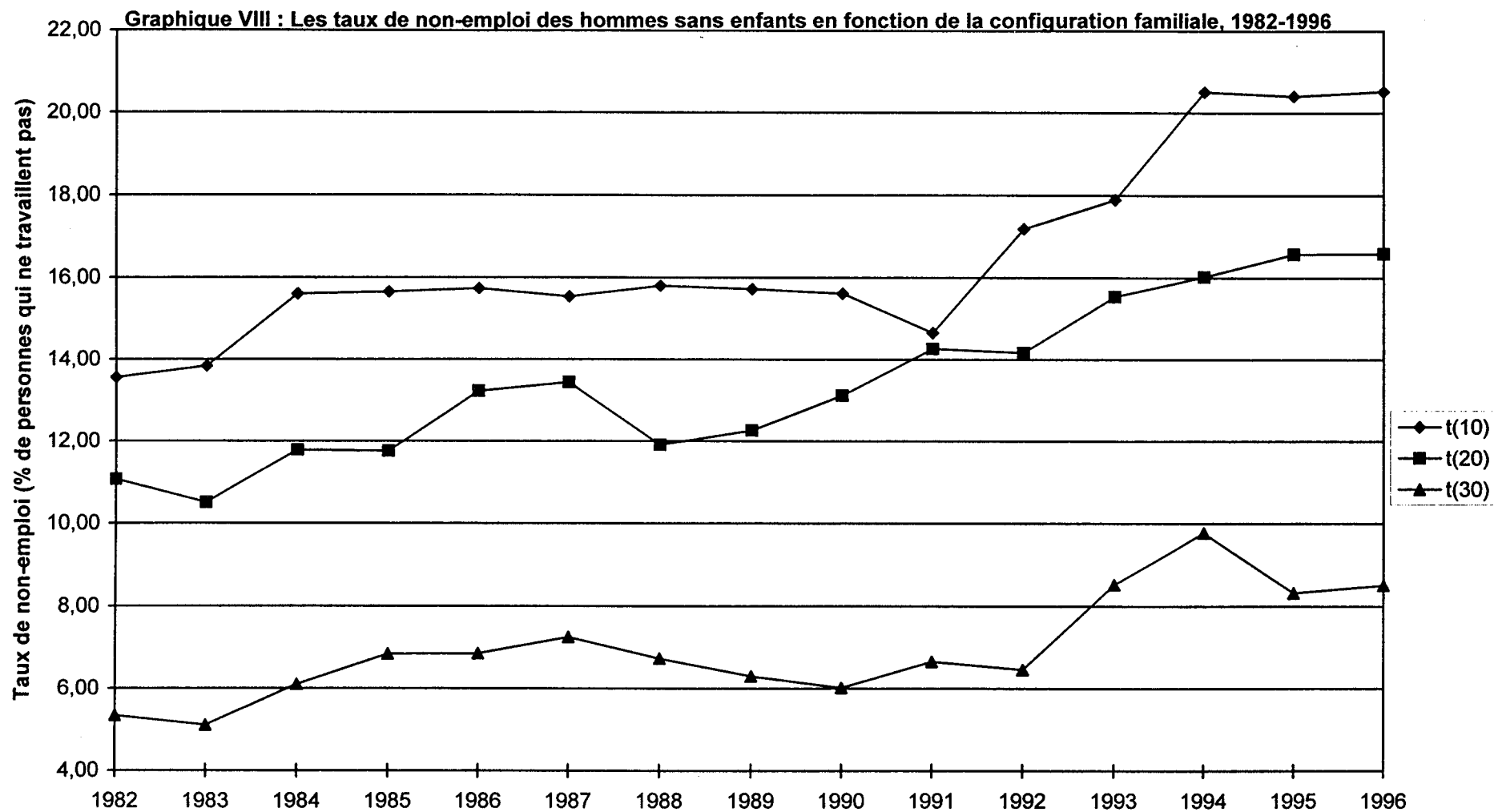
Champ: Cf. Graphique V (Nombre total d'observations = 158058).

Note: Les coefficients statistiquement significatifs (au seuil de 5%) sont représentés en gras. Seuls les coefficients des produits des dummies par année par la variable type (valeur de référence: type=30) sont mentionnés sur ce tableau. La régression (A) inclut également des variables dummies par année et des variables produits (type=20)*année; la régression (B) inclut en outre toutes les variables de caractéristiques individuelles (âge, edu, tur5), ainsi que la produit de ces variables par les dummies par année (cf. texte, section 4.1).

Graphique VII: Les ratios entre le taux de non-emploi des femmes dont le conjoint ne travaille pas et de celui des femmes dont le conjoint travaille, 1982-1996



Source: INSEE, Enquêtes Emploi, 1982-1996
Champ et nombre d'observations: cf. Graphique V.

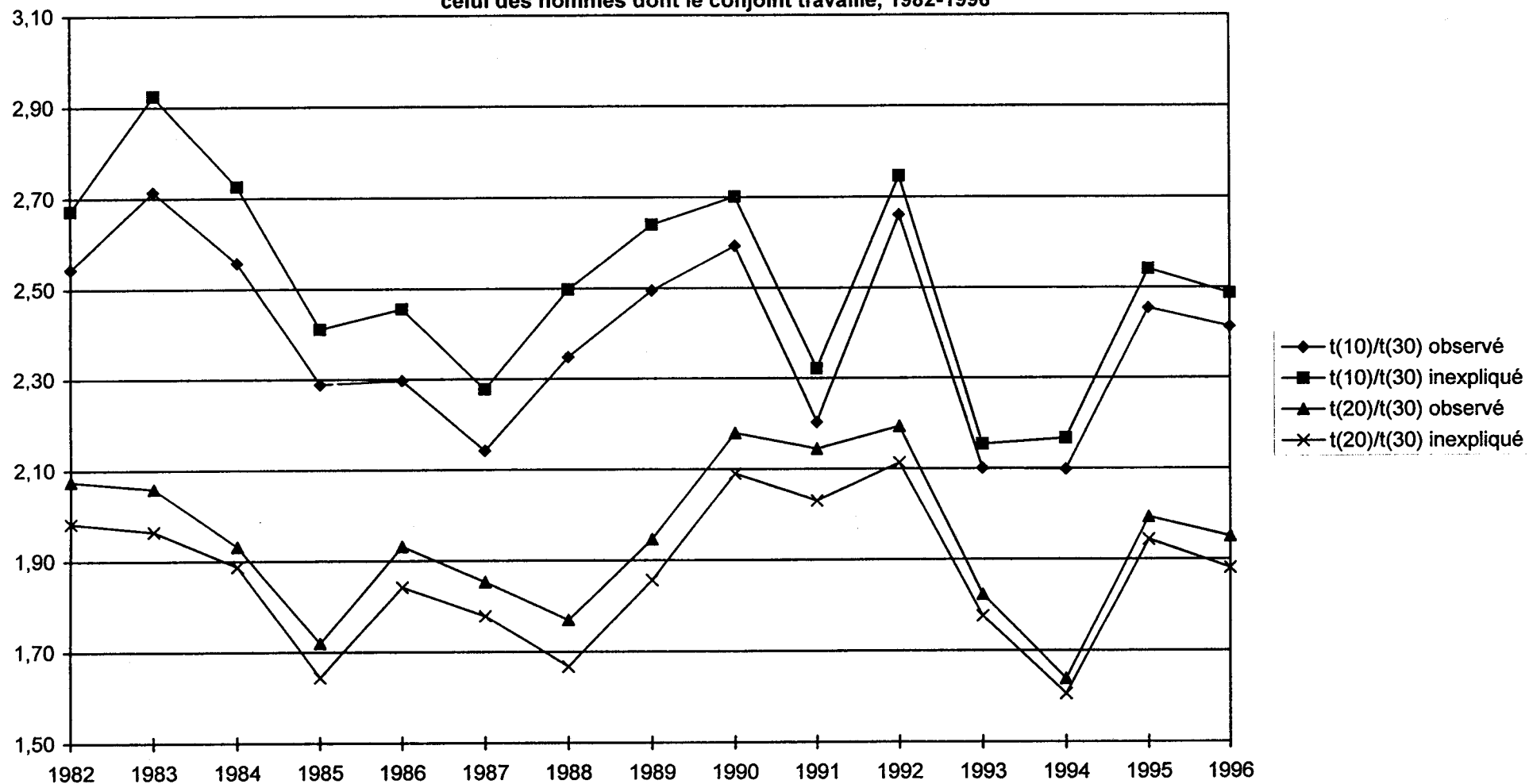


Source : INSEE, Enquêtes Emploi, 1982-1996

Champ: Hommes (personnes de référence et conjoints) de 25 ans et plus de tous les ménages de moins de 55 ans, sans enfants à charge de moins de 18 ans, partagés en 3 catégories (cf. Graphique III).

Nombre moyen d'observations par an: 3770 (cat.1), 2320 (cat.2), 5370 (cat.3).

Graphique IX: Les ratios entre le taux de non-emploi des hommes seuls et des hommes dont le conjoint ne travaille et celui des hommes dont le conjoint travaille, 1982-1996



Source: INSEE, Enquêtes Emploi, 1982-1996
 Champ et nombre d'observations: cf. Graphique VII.