

L'impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels : une estimation pour le cas français

Thomas Piketty*

Rendre les emplois à bas salaires financièrement plus attractifs pour les personnes privées d'emploi 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 caractère contraignant 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'œuvre désirée au niveau du 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 avec les réductions de cotisations patronales pour les salaires compris entre 1 et 1,3 Smic, ou sur le partage du travail, comme cela a été fait en France depuis 1992 avec les subventions au temps partiel et depuis 1998 avec les subventions aux emplois à 35 heures. 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 en baissant également les cotisations sociales salariales, de façon à rendre de rendre les emplois à bas salaires financièrement plus attractifs. Un modèle théorique permettant une quantification simple de cet arbitrage entre effets de demande de travail et effets d'offre de travail est développée dans Piketty (1997a), et une version simplifiée est présentée dans l'annexe 2 de cette étude.

Mais une telle quantification dépend entièrement des valeurs retenues pour l'élasticité de l'offre de travail. Or, en dépit de l'importance pratique considérable de cette question, il existe malheureusement très peu d'études empiriques sur données françaises de l'impact des incitations financières sur les probabilités de transition individuelle entre non-emploi (inactivité ou chômage) et emploi, qui seules permettraient d'apporter des éléments de réponse fondés. Un exemple récent et relativement représentatif du type d'argumentation généralement 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. Un autre argument fréquemment employé consiste à observer que les personnes seules ont un taux de sortie du RMI plus faible que celui des couples, bien que l'écart de revenu disponible entre le RMI et le Smic soit plus faible pour ces derniers (notamment s'ils ont des

(*) CNRS (Ura 928, Cepremap).

Ce texte est la version révisée d'une étude diffusée au printemps 1997 sous le titre "L'élasticité de la transition non-emploi - emploi : une estimation pour le cas français" (document de travail Cepremap n° 97-08, document de travail CSERC n° 97-03). Cette révision a bénéficié des commentaires de nombreux participants à des séminaires au CSERC, aux journées AFSE du Mans, au Crest et à l'École Normale Supérieure, ainsi que de deux referees anonymes de *Économie et Prévision*. Les fichiers des enquêtes emploi utilisés lors de cette révision ont été obtenus grâce à la convention qui lie le CNRS à l'Insee par l'intermédiaire du Lasmas-IDL. Je remercie I. Fournier (Lasmas) et C. Gissot (Insee, Division Emploi) pour leur aide précieuse lors de la transmission et de l'utilisation des données.

enfants à charge), ce qui tendrait à indiquer que les incitations financières au travail n'ont pas d'effet significatif sur les comportements de recherche d'emploi⁽¹⁾. Nous verrons que ce type d'argument, bien que plus sophistiqué et potentiellement plus convaincant que la simple comparaison des niveaux théoriques de revenu disponible, n'est pas suffisant pour conclure à l'absence de tout effet désincitatif : les personnes seules ayant toujours eu plus de difficultés sur le marché du travail que le reste de la population, il faudrait comparer l'évolution de l'écart de performance entre les uns et les autres avant et après la création du RMI pour espérer pouvoir conclure (cf. quatrième partie *infra*). Plus récemment, le mouvement des chômeurs de décembre 1997-janvier 1998 et le rapport Joint-Lambert (Joint-Lambert, 1998) ont conduit à mettre pour la première fois la question des incitations au travail au centre du débat public français, et il est maintenant envisagé de renforcer par exemple les dispositifs dits "d'intéressement" permettant aux allocataires du RMI de conserver une partie de leur allocation s'ils viennent à occuper un emploi. Mais ce débat reste très largement dominé de part et d'autre par des préjugés d'avantage que par des études quantitatives de l'impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels.

L'objectif de cette recherche est de contribuer à combler ce vide. La méthodologie mise en œuvre consiste à traiter les réformes du système français de transferts sociaux pendant la période 1982-1997 comme des "expériences naturelles", et à utiliser les données individuelles des enquêtes emploi conduites par l'Insee de 1982 à 1997 pour repérer d'éventuelles ruptures dans les évolutions des taux d'emploi et des taux d'activité des différentes sous-populations concernées par ces réformes. 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 quatre-vingt et du début des années quatre-vingt-dix rendaient les bas salaires financièrement plus attractifs que précédemment 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 : 6 000 personnes vivant de minimas sociaux depuis au moins un an ont été sélectionnés au hasard au *New Brunswick et en British Columbia*, et 3 000 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 dollars/mois à 1000 dollars/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. Cette étude est très certainement l'étude la plus rigoureuse et la plus convaincante qui ait été menée à ce jour⁽³⁾. Les prochaines vagues du *Self-Sufficiency Project* permettront de préciser les effets à long terme des incitations financières au travail, mais les premiers résultats permettent déjà de tirer un enseignement essentiel : rendre les emplois à bas salaire financièrement plus attractifs peut certes permettre de diminuer sensiblement le nombre de personnes vivant de minimas sociaux, mais cela n'implique pas 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. À moins que les incitations financières au travail aient un effet beaucoup plus important en France qu'au Canada (ce que les données disponibles ne montrent pas), cela indique clairement 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 les plus durement touchés. La seule question qui nous intéresse ici est donc de savoir, à niveau de minimas sociaux 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 francs investis (cf. Piketty, 1997a).

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, et par conséquent d'estimations plus fragiles. En particulier, la principale réforme apportée au système français de transferts sociaux durant la période 1982-1997, à savoir la création du RMI en décembre 1988, 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 augmenté sensiblement en moyenne entre les années quatre-vingt et les années quatre-vingt-dix. 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 (allocations chômage et aide sociale locale notamment) 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 1982-1997 dont l'ampleur dépend du nombre d'enfants à charge. Le cas se rapprochant le plus d'une véritable "expérience naturelle" est celui de l'extension de l'Allocation Parentale d'Éducation 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) dont le benjamin est né après juillet 1994, qui se sont vu proposer une allocation mensuelle de près de 3 000 francs 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 l'offre de travail vis-à-vis des incitations financières extrêmement élevée, tout du moins pour cette catégorie de la population : nous estimons que les quelques 220 000 mères de jeunes enfants qui bénéficiaient de l'APE de rang 2 à plein taux au 31/12/97 sont pour au moins 35 % d'entre elles (et sans doute plus de 50 %) des personnes qui ne se seraient pas arrêtées de travailler sans cette nouvelle incitation financière. Ce pourcentage serait encore plus élevé si l'on incluait les anciennes chômeuses que l'APE a incité à entrer dans la catégorie des inactives. Nous mettons également en évidence le fait que l'ajustement aux nouvelles incitations semble avoir été immédiat, et que l'extension de l'APE de 1994 a affecté la probabilité de transition de l'emploi vers le non-emploi et la probabilité de transition du non-emploi vers l'emploi dans des proportions comparables, si bien que notre estimation de l'élasticité de la transition entre non-emploi et emploi résulte véritablement des effets cumulés des incitations financières sur les transitions dans les deux sens (cf. deuxième partie *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 différentielle offerte au titre du 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 baisse significative du taux d'emploi des parents isolés avec 1 ou 2 enfants relativement à celui des parents isolés 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. troisième partie). 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 les résultats 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 quatre-vingt-dix, résultat qui est d'ailleurs cohérent avec toutes les études internationales traditionnelles sur ce type de population⁽⁴⁾.

Nous comparerons ensuite les évolutions des taux d'emploi et d'activité sur la période 1982-1997 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. quatrième partie). 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 (avec un revenu d'activité supérieur au niveau du RMI), puisque ces derniers n'ont de toute façon pas droit au RMI, qu'ils travaillent ou pas. 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 d'emploi des personnes seules et des personnes dont le conjoint ne travaille pas se soient mis à baisser relativement au taux d'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

1982-1997. La question est donc de savoir si ce *trend* s'est accentué après 1989, toutes autres choses égales par ailleurs. La rupture de *trend* la plus nette concerne les femmes seules : après 1989, le taux d'emploi des femmes seules se met à baisser de façon 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, il est beaucoup plus difficile d'identifier une rupture de *trend* de cette nature pour les hommes seuls : leur taux d'emploi, historiquement plus faible que celui des autres hommes, a diminué avant 1989 comme après 1989 dans des proportions comparables à celui des autres hommes. Ces résultats suggèrent que l'impact des incitations financières sur la transition non-emploi - emploi est plus élevée pour les femmes que pour les hommes. Le 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. Au-delà de la question de l'impact des incitations financières sur les comportements, les résultats de la quatrième partie ont en outre un certain intérêt du point de vue de l'analyse générale des *trends* du sous-emploi en France entre 1982 et 1997 : les graphiques 5 à 11 révèlent des évolutions profondes des taux d'emploi par type de configuration familiale qui ne sont peut-être pas aussi connues qu'elles le devraient.

Enfin, nous concluerons cette étude par une brève analyse des implications en termes de politique économique de nos résultats et des perspectives de recherches futures (cf. cinquième partie). L'annexe 1 (placée à la fin du texte) décrit les données utilisées et rappelle les grandes évolutions de l'emploi, du chômage et de la structure de la population, telles qu'elles peuvent être mesurées par les enquêtes emploi conduites par l'Insee de 1982 à 1997. L'annexe 2 présente un modèle simplifié du marché du travail permettant d'analyser le rôle joué par l'élasticité de l'offre de travail, conjointement avec l'élasticité de la demande de travail, pour déterminer l'effet sur le niveau d'emploi de réformes fiscal-sociales.

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

L'Allocation Parentale d'Éducation (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 3^{ème} 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 2^{ème} enfant est directement passée de 0 francs pour les enfants nés avant le 1^{er} juillet 1994 à 2 929 francs pour ceux nés après le 1^{er} 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 0 francs avant le 1/1/85 à 1 000 francs au 1/1/85, 1 500 francs au 1/1/86 et 2 400 francs au 1/4/87⁽⁵⁾. L'extension de l'APE de 1994 constitue donc un cas relativement pur d'"expérience naturelle", modifiant de façon sensible et 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 16 000 au 31/12/94 (dont 15 000 à plein taux), 124 000 au 31/12/95 (dont 99 000 à plein taux), 242 000 au 31/12/96 (dont 184 000 à plein taux), et 303 000 au 31/12/97, dont 222 000 touchent l'APE à plein taux (l'APE peut également être perçue à mi-taux par les femmes qui conservent une activité à temps partiel ; cf. *infra*)⁽⁶⁾. À partir des enquêtes emploi, on peut estimer à environ 700 000 le nombre de femmes ayant 2 enfants à charge dont 1 de moins de 3 ans⁽⁷⁾. Autrement dit, au 31/12/97, plus de 40 % des femmes ayant 2 enfants à charge (dont au moins 1 de moins de 3 ans) touchent effectivement l'APE, et plus de 30 % touchent l'APE à plein taux. Ce taux de participation à l'APE est d'autant plus impressionnant que le nombre de femmes véritablement éligibles est en fait sensiblement inférieur à 700 000, puisque l'APE exige que les allocataires aient travaillé pendant au moins 24 mois durant les 5 dernières années, avec un salaire au moins égal au Smic (les périodes de chômage indemnisé peuvent toutefois être validées comme des périodes d'activité, sous certaines conditions).

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 2^{ème} enfant. La question intéressante est donc de savoir dans quelles proportions ces quelques 220 000 nouveaux allocataires de l'APE à plein taux sont des femmes qui se seraient arrêtées de travailler de toute façon à la naissance de leur 2^{ème} enfant, ou bien des femmes que les nouvelles incitations financières induites par l'extension de l'APE ont conduit à s'arrêter de travailler. Dans quelle mesure

ces comportements sont-ils déterminés par les incitations financières au travail ?

Pour répondre à cette question, nous nous concentrons sur les femmes vivant en couple, 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), et le montant de cette allocation différentielle sous conditions de ressources est sensiblement supérieur à celui de l'APE⁽⁸⁾. Le graphique 1 représente l'évolution du taux d'emploi des mères d'enfants de moins de 3 ans dont le conjoint travaille de 1982 à 1997, en fonction du nombre total d'enfants à charge du ménage. Le graphique 2 fait de même pour les femmes dont le conjoint travaille mais dont aucun enfant n'a moins de 3 ans. Les graphiques 3 et 4 font de même pour les taux d'activité. Dans l'ensemble de cette étude, le taux d'emploi d'une population donnée est défini comme le pourcentage d'actifs occupés, c'est-à-dire le pourcentage de cette

population qui occupe un emploi suivant les critères du BIT. Le taux d'activité d'une population donnée est défini comme le pourcentage d'actifs occupés et chômeurs), c'est-à-dire le pourcentage de cette population qui occupe un emploi ou qui est considérée comme chômeur suivant les critères du BIT (cf. annexe 1 pour un rappel de l'évolution du nombre total d'actifs occupés, de chômeurs et d'inactifs au sens du BIT dans les enquêtes emploi de 1982 à 1997). En pratique, la frontière entre chômeurs et inactifs (au sens du BIT) est cependant relativement perméable : de nombreuses personnes sont classées comme "inactifs" parce qu'elles ne répondent pas aux critères de recherche d'emploi définis par le BIT pour être considérées comme "chômeurs", bien qu'elles soient en fait prêtes à occuper un emploi si une opportunité se présente. Cette "flexion" du taux d'activité explique pourquoi il faut créer beaucoup plus d'un emploi (souvent près de deux) pour faire diminuer les "chiffres du chômage" d'un chômeur. La distinction entre

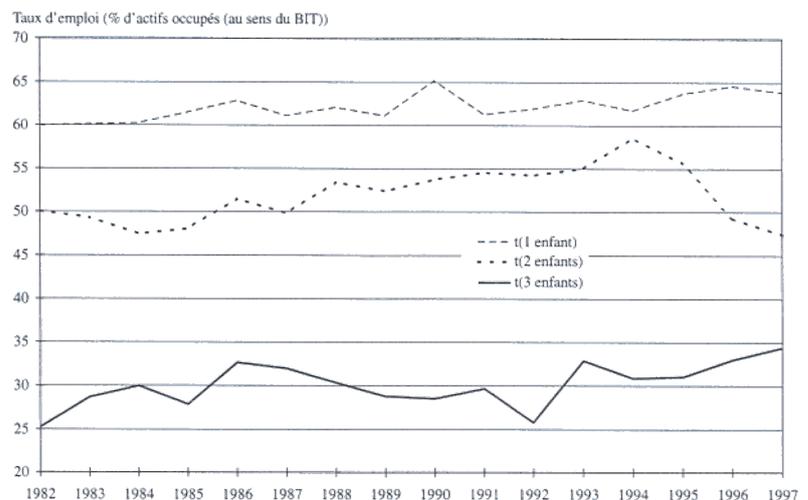
Graphique 1 : les taux d'emploi des femmes conjointes ayant n enfants à charge de moins de 18 ans (dont au moins 1 de moins de 3 ans), 1982-1997

Source : enquêtes Emploi, Insee, 1982-1997. (calculs de l'auteur)

Champ : femmes vivant en couple et âgées de moins de 55 ans.

Nombre observé en moyenne par an : 1800 (1 enfant), 1600 (2 enfants), 750 (3 enfants).

Écart-type moyen : 1,1% (1 enfant), 1,2% (2 enfants), 1,7% (3 enfants).

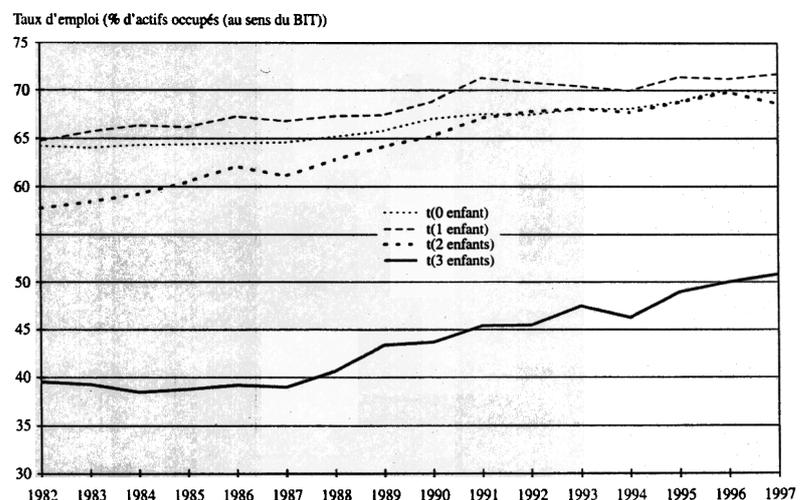


Graphique 2 : les taux d'emploi des femmes conjoints ayant n enfants à charge de moins de 18 ans (dont aucun de moins de 3 ans), 1982-1997

Source et champ : cf. graphique 1.

Nombre observé en moyenne par an : 10500 (0 enfant), 6600 (1 enfant), 6100 (2 enfants), 2200 (3 enfants).

Écart-type moyen : 0,5% (0 enfant), 0,6% (1 enfant), 0,6% (2 enfants), 1,1% (3 enfants).



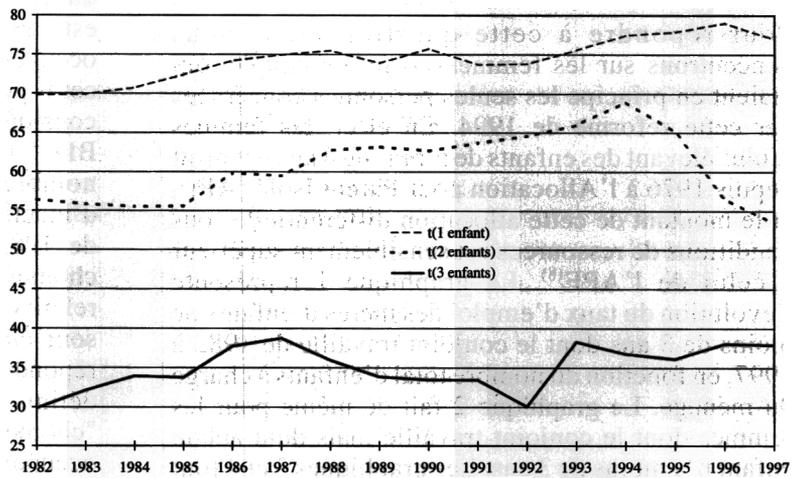
Graphique 3 : les taux d'activité des femmes conjointes ayant n enfants à charge de moins de 18 ans (dont au moins 1 de moins de 3 ans), 1982-1997

Source et champ : cf. graphique 1.

Nombre observé en moyenne par an : 1800 (0 enfant), 1600 (1 enfant), 750 (2 enfants), 2200 (3 enfants).

Écart-type moyen : 1,0% (1 enfant), 1,2% (2 enfants), 1,8% (3 enfants).

Taux d'activité (% d'actifs (actifs occupés et chômeurs) (au sens du BIT))



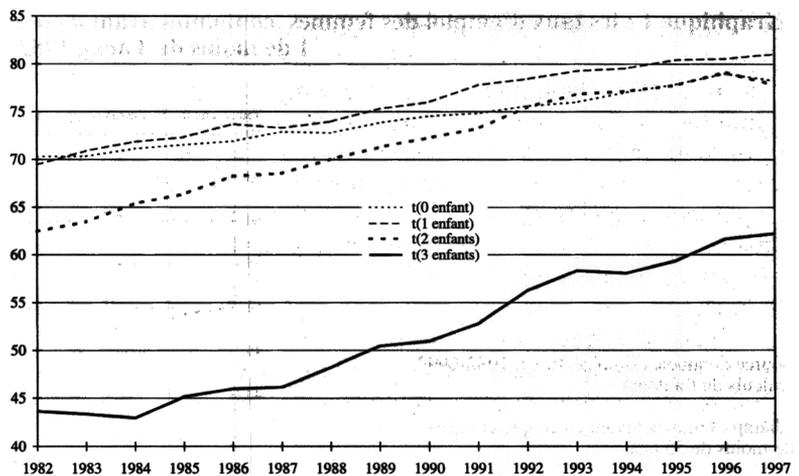
Graphique 4 : les taux d'activité des femmes conjointes ayant n enfants à charge de moins de 18 ans (dont aucun de moins de 3 ans)

Source et champ : cf. graphique 1.

Nombre observé en moyenne par an : 10500 (0 enfant), 6600 (1 enfant), 6100 (2 enfants), 2200 (3 enfants).

Écart-type moyen : 0,4% (0 enfant), 0,5% (1 enfant), 0,6% (2 enfants), 1,1% (3 enfants).

Taux d'activité (% d'actifs (actifs occupés et



chômeur et inactif tient donc d'avantage à une différence en termes d'intensité de la recherche d'emploi qu'à une différence dichotomique entre les personnes privées d'emploi qui souhaitent travailler à tout prix et les personnes privées d'emploi qui ne souhaitent en aucun cas travailler. C'est pourquoi nous privilégierons souvent l'étude des variations du taux d'emploi, ce qui revient à considérer que les chômeurs et les inactifs font partie de la même catégorie des "sans-emploi" (le "taux de non-emploi" étant alors défini comme le pourcentage d'une population classé comme "inactif" ou "chômeur", c'est-à-dire comme l'inverse du taux d'emploi)⁽⁹⁾.

Le graphique 1 montre une très forte diminution du taux d'emploi des mères de deux enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) entre 1994 et 1997, qui passe de 58,6 % en mars 1994 à 55,6 % en mars

1995, 49,3 % en mars 1996 et 47,4 % en mars 1997. Cette diminution est d'autant plus impressionnante qu'elle se situe dans un contexte de hausse tendancielle du taux d'emploi des mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans), qui était passé progressivement de 47,4 % en 1984 à 58,6 % en 1994. En trois ans, les mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) ont ainsi parcouru près de 15 ans en arrière ! En outre, aucun retournement du *trend* positif suivi par le taux d'emploi des mères d'enfants de moins de 3 ans depuis le début des années quatre-vingt n'est perceptible en 1994-1997 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 2 montre que le taux d'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 ascendante en 1994-1997, et ce en particulier

pour les mères de 2 enfants. La diminution de 11,2 points du taux d'emploi des femmes concernées par l'extension de l'APE (de 58,6 % à 47,4 %), relativement à la hausse ou à la stagnation des taux d'emploi de toutes les autres catégories de femmes, est statistiquement extrêmement significative, compte-tenu de la taille élevée des échantillons utilisés, comme l'indiquent les écarts-types mentionnés sur les graphiques⁽¹⁰⁾. Les graphiques 3 et 4 montrent que la chute du taux d'activité a été encore plus importante que celle du taux d'emploi : alors que les taux d'activité de toutes les autres catégories de femmes stagnaient ou progressaient, le taux d'activité des femmes ayant deux enfants à charge passait de 69,0 % en 1994 à 53,5 % en 1997, soit une chute de 15,5 points en 3 ans. Cela suggère qu'une proportion importante (environ un tiers) des femmes que l'APE a incité à devenir inactive auraient été chômeuses et non actives occupées en l'absence de l'APE (cf. *infra*).

La chute du taux d'emploi et du taux d'activité des femmes concernées par l'extension de l'APE observée en 1994-1997 va-t-elle se poursuivre en 1998 et 1999, ou bien ces taux vont-ils se stabiliser à partir de 1997 ? On pourrait en effet imaginer que la montée en charge de l'APE met en jeu des "effets d'apprentissage", c'est-à-dire que plusieurs années soient nécessaires avant que toutes les femmes intéressées prennent connaissance du dispositif et ajustent leur comportement, et que ce processus ne soit pas encore achevé en 1997. Remarquons tout d'abord qu'il est normal que ces taux aient baissé par étapes successives entre 1994 et 1997, indépendamment de tout effet d'apprentissage. En effet, seules les naissances de rang 2 postérieures à juillet 1994 donnent droit à l'APE, si bien que la proportion de femmes potentiellement éligibles à l'APE parmi les mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) a progressivement augmenté entre 1995 et 1997. L'âge des enfants dans les graphiques 1 à 4 étant mesuré en nombre d'années révolues au 31/12 de l'année de l'enquête, les "enfants de moins de 3 ans" lors de l'enquête de mars 1995 sont les enfants nés depuis janvier 1993. Sur les 26 mois de naissance entre janvier 1993 et mars 1995, seuls 8 mois de naissance (de juillet 1994 à mars 1995) donnent droit à l'APE de rang 2. La proportion des mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) de mars 1995 potentiellement éligibles à l'APE est donc d'environ 30 % (compte-tenu de la très faible saisonnalité des naissances, cette hypothèse de proportionalité est une bonne approximation). En mars 1996, cette proportion passe à près de 80 % (20 mois de naissance sur 26), et elle atteint 100 % en mars 1997 : lors de l'enquête de mars 1997, les "enfants de moins de 3 ans" sont les enfants nés depuis janvier 1995, et toutes les naissances de rang 2 postérieures

à janvier 1995 donnent potentiellement droit à l'APE. Cet "effet mécanique" lié à la montée en charge de l'APE est donc achevé en mars 1997. De plus, on observe que la baisse progressive des taux d'emploi et d'activité des mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) entre mars 1994 et mars 1997 a été à peu près proportionnelle au nombre de femmes potentiellement éligibles⁽¹¹⁾. Les statistiques de la CNAF sur le nombre d'allocataires de l'APE de rang 2 au 31/12/94, 31/12/95, 31/12/96 et 31/12/97 montrent également que la croissance du nombre d'allocataires a été à peu près proportionnelle au nombre de naissances de rang 2 postérieures à juillet 1994⁽¹²⁾. Ces observations semblent indiquer qu'il n'y a eu aucun effet d'apprentissage : les femmes concernées se sont immédiatement adaptées aux nouvelles incitations, et l'évolution observée entre 1994 et 1997 correspond simplement à la montée en charge mécanique du dispositif de l'APE de rang 2, compte-tenu de ses règles d'éligibilité.

Pour confirmer ce diagnostic, nous avons calculé les taux d'emploi et d'activité des mères de 2 enfants de 1982 à 1997 en fonction de l'âge en mois de leur plus jeune enfant⁽¹³⁾. Les résultats sont impressionnants : les taux d'emploi et d'activité semblent atteindre immédiatement leur niveau plancher dès lors que le mois de naissance des enfants permet l'éligibilité à l'APE. Par exemple, le taux d'emploi des mères de 2 enfants dont le benjamin est âgé de 4 à 8 mois à la date de l'enquête (et qui donc étaient toutes concernées par l'APE dès mars 1995), qui était stable aux alentours de 53 % jusqu'en mars 1994, passe brutalement à 42 % en mars 1995 et se stabilise autour de 42-43 % en mars 1996 et mars 1997. De même, leur taux d'activité, qui atteignait 66-67 % de mars 1992 à mars 1994, passe d'un seul coup à 50 % en mars 1995, 49 % en mars 1996 et 50 % en mars 1997. Si l'on considère les mères de 2 enfants dont le benjamin est âgé de 9 à 20 mois à la date de l'enquête (et qui ne devenaient donc concernées par l'APE qu'à partir de l'enquête de mars 1996), alors leur taux d'emploi est stable autour de 55-56 % jusqu'en mars 1995, avant de chuter brutalement à 44 % en mars 1996 et 45 % en mars 1997 ; leur taux d'activité est stable autour de 66-67 % jusqu'en mars 1995, puis atteint 50 % en mars 1996 et 52 % en mars 1997. Autrement dit, la chute progressive de 10-11 points du taux d'emploi des mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans), et de 15-16 points de leur taux d'activité, observée entre mars 1994 et mars 1997, résulte mécaniquement du fait que toutes les générations successives de femmes éligibles à l'APE ont vu leur taux d'emploi baisser uniformément de 10-11 points (et leur taux d'activité baisser uniformément) de 15-16 points, indépendamment de l'âge exact de leur enfant et de la date de l'enquête, et donc sans aucun

"effet d'apprentissage" apparent. Il est donc probable que le taux d'emploi des mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) va se stabiliser autour de 47% (et leur taux d'activité autour de 53%) à partir de mars 1998, et que l'enquête emploi de mars 1997 nous permet déjà de mesurer ce que seront les effets de l'APE sur les mères de jeunes enfants en régime permanent.

Par contre, l'enquête emploi de mars 1997 est insuffisante pour dire quels seront les effets à long terme de l'extension de l'APE de 1994 sur les taux d'emploi et d'activité de l'ensemble des mères de 2 enfants : il n'est en effet pas exclu que les allocataires de l'APE aient plus de difficultés (et éventuellement moins de motivation) à poursuivre leur carrière professionnelle à l'issue de leur allocation que si cette dernière ne les avait pas conduit à s'arrêter de travailler. Les premières allocataires de l'APE dont le 2^{ème} enfant atteint l'âge fatidique de 3 ans sont sorties de l'APE en juillet 1997, et les enquêtes emploi de mars 1998 et mars 1999 permettront donc de mesurer les premiers effets. Si de tels effets existent, il faudra cependant attendre que toute une génération de mères de 2 enfants soit passée par le droit à l'APE pour qu'ils se fassent sentir à plein régime sur les taux féminins d'emploi et d'activité, effets qui pourraient alors prendre une importance considérable⁽¹⁴⁾. De la même façon, il est beaucoup trop tôt pour pouvoir apprécier correctement les effets de l'APE sur la natalité. D'après les enquêtes emploi, il semblerait que le nombre de naissance de rang 2 ait progressé de façon significative en 1996 et 1997 (cf. annexe 1, tableau A4), mais il est possible que cela soit dû à un avancement dans le temps de naissances qui auraient eu lieu de toute façon (et en particulier de femmes prévoyant d'avoir 3 enfants et ayant avancé leur calendrier de naissances et de retrait du marché du travail), plutôt qu'à une hausse structurelle des taux de natalité. Un tel phénomène de pur décalage dans le temps (à la manière de la "baladurette" et de la "jupette") a par exemple été observé en Suède⁽¹⁵⁾. Il faudra donc attendre plusieurs années avant de pouvoir répondre à ces questions fondamentales.

Nous avons également vérifié que les chutes de 10-11 points du taux d'emploi et de 15-16 points du taux d'activité n'étaient pas la conséquence artificielle de la définition de l'actif occupé au sens du BIT. En effet, les critères du BIT considèrent comme "actif occupé" toute personne qui, bien que n'ayant pas travaillé durant la semaine précédant l'enquête, conserve un "lien formel" avec son emploi. Par exemple, le taux d'emploi des mères de 2 enfants dont le benjamin est âgé de 0 à 3 mois est resté stable aux alentours de 60 % pendant toutes les années quatre-vingt-dix (soit un chiffre significativement supérieur au taux d'emploi des mères de 2 enfants dont le benjamin est âgé de 4 à 8 mois), y compris en 1995, 1996 et 1997. La raison est que les femmes se trouvant en congé maternité

continuent d'être considérées comme "actifs occupés", et que dans l'immense majorité des cas elles attendent la fin de leur congé maternité de 3 mois avant de faire la demande d'une APE, ce qui est confirmé par les statistiques de la CNAF⁽¹⁶⁾. En principe, les instructions de l'Insee aux enquêteurs sont telles que seules les femmes en congé maternité devraient être ainsi considérées comme "actifs occupés" : le "lien formel" implique que l'on continue d'être payé par leur employeur, si bien par exemple qu'une allocataire de l'APE qui se serait placée en congé parental (qui peut durer 3 ans) à l'issue de son congé maternité doit être considérée comme inactive lors de la question générale sur l'activité professionnelle (la variable *fi* ne devrait jamais être égale à 1 pour ces personnes). En pratique, il n'est cependant pas exclu qu'un certain nombre d'allocataires de l'APE continuent d'être considérées comme "actifs occupés" à l'issue de leur congé maternité, ce qui impliquerait que les chiffres de 10-11 points et de 15-16 points sont en fait sous-estimés. Nous avons donc calculé l'évolution du "taux d'emploi effectif", c'est-à-dire l'évolution du pourcentage de personnes qui répondent travailler lors de la question générale sur l'occupation professionnelle (*fi* = 1) et qui ont effectivement travaillé durant la semaine précédant l'enquête (nous avons donc exclu les *ht* = 0). Par exemple, le taux d'emploi effectif des mères de 2 enfants dont le benjamin est âgé de 0 à 3 mois est en fait de l'ordre de 8-10 %, et non de 60 %. On constate que la chute du taux d'emploi effectif des femmes concernées par l'extension de l'APE a effectivement été légèrement supérieure à celle du taux d'emploi au sens du BIT (de 11-12 points au lieu de 10-11 points), mais la différence n'est pas statistiquement significative. On peut donc considérer que les chutes de 10-11 points et 15-16 points obtenus à partir des taux d'emploi et d'activité au sens du BIT ne sont pas des sous-estimations importantes des effets véritables de l'APE.

Les chiffres bruts donnés jusqu'ici ne prennent cependant 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 contribuer expliquer cette chute spectaculaire de leur taux relatif d'emploi entre 1994 et 1997. Sur une période aussi courte, il est évidemment peu probable que de telles modifications puissent expliquer l'évolution observée. Afin de prendre en compte ces autres explications possibles, nous avons néanmoins estimé une équation *Probit* d'offre de travail pour l'ensemble des femmes vivant en couple, âgées de moins de 55 ans et ayant 0, 1, 2 ou 3 enfants à charge de moins de 18 ans, sur l'ensemble de la période 1982-1997, soit au total plus de 470 000 observations. La variable dépendante de la régression est *pao* : *pao* = 1 si la personne est actif

occupé, $pao = 0$ si la personne est chômeur ou inactif (cf. annexe 1 sur les variables utilisées). Les variables indépendantes sont les suivantes :

- le nombre d'enfants à charge ($enf18 = 0, 1, 2$ ou 3),
- 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). (l'âge des enfants dans $enf3$ et $enf18$ est mesuré au 31/12 de l'année de l'enquête),
- le niveau de diplôme en 3 postes ($édu = 0, 1$ ou 2)⁽¹⁷⁾,
- l'âge en années révolues au 31/12 de l'année de l'enquête (variable agd), ainsi que l'âge au carré en années ($agdsq$) et l'âge au cube en années ($agdcub$),
- le type d'agglomération en 5 postes ($tur5 = 1, 2, 3, 4, 5$)⁽¹⁸⁾.

Nous avons également inclu des variables *dummies* pour chaque année de 1982 à 1997, 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 d'emploi des mères de 2 enfants a baissé relativement à celui des autres mères (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 mères de 2 enfants étaient toujours moins éduquées mais que l'effet du diplôme sur la probabilité d'occuper un emploi avait augmenté au cours de la période). Enfin, nous incluons également du côté droit de la régression une variable *treat*, avec $treat = 1$ uniquement pour les femmes ayant 2 enfants à charge de moins de 18 ans et dont le plus jeune enfant a moins de 36 mois à la date de l'enquête et est né après juillet 1994 (et $treat = 0$ pour toutes les autres femmes). La variable *treat* a été construite à partir des variables *naia* et *naim* concernant l'année et le mois de naissance des enfants. L'interprétation d'un coefficient positif et significatif pour *treat* serait que femmes ayant 2 enfants à charge et dont le plus jeune enfant est né après juillet 1994 ont une probabilité d'occuper un emploi qui est inférieur à celle des autres femmes, et que cet effet ne peut être expliquée par les effets cumulés de toutes les autres variables explicatives. Le coefficient sur *treat* permet donc de mesurer l'effet net de l'expérience naturelle (à savoir l'extension de l'APE aux naissances de rang 2 postérieures à juillet 1994), une fois que tous les autres facteurs explicatifs (observables) ont été pris en compte. Le tableau 1 donne les résultats de ces régressions (les coefficients statistiquement significatifs au seuil de 5 % sont représentés en gras).

La partie (A) du tableau 1 donne les coefficients obtenus lorsque l'on régresse *pao* uniquement sur

treat, *enf18*, *enf3*, sans inclure de variables *dummies* par année. Le coefficient obtenu pour *treat* ($-0,284$) est statistiquement significatif, mais sa valeur ne permet pas de mesurer quantitativement 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 1 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 au taux d'emploi moyen des femmes ayant deux enfants dont au moins un de moins de 3 ans ($enf18 = 2$, $enf3 = 1$, $treat = 0$). Dans le cas de la régression (A), cet effet vaut $-0,113$, soit $-11,3$ % : le modèle estime que le taux d'emploi des mères de deux enfants dont le plus jeune est né après juillet 1994 est 11,3 points inférieur à ce qu'il aurait du être, compte-tenu de l'effet du nombre d'enfants et de la présence de jeunes enfants sur la probabilité d'occuper un emploi observé en moyenne sur la période 1982-1997 (variables *enf18* et *enf3*). Ce chiffre de 11,3 % mesure tout simplement que le taux d'emploi des mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) est de 11,3 points moins élevé lorsque le 2^{ème} enfant est né après juillet 1994 : puisque nous n'avons inclus aucune autre variable explicative, les résultats de la régression (A) du tableau 1 ne nous apportent aucune information supplémentaire par rapport aux chiffres bruts des graphiques 1 et 2.

La partie (B) du tableau 1 donne les coefficients obtenus lorsque l'on inclut des variables *dummies* par année en plus des variables *treat*, *enf18* et *enf3*. Le coefficient de *treat* passe de $-0,284$ à $-0,399$, et l'effet marginal de *treat* passe de $-11,3$ % à $-15,7$ %. Autrement dit, si l'on fait l'hypothèse d'un effet fixe par année affectant toutes les femmes de la même façon, et compte-tenu du fait que le taux d'emploi des femmes non concernées par l'extension de l'APE a continué de progresser sur la période 1994-1997, le taux d'emploi des femmes concernées par l'extension de l'APE aurait du être 15,7 points supérieur à ce qu'il a été. La partie (C) donne les coefficients obtenus lorsque l'on inclut également toutes les variables explicatives mentionnées plus haut (*agd*, *agdsq*, *agdcub*, *édu*, *tur5*), mais sans inclure les produits des *dummies* par année et de ces variables explicatives. On constate que le coefficient de *treat* passe de $-0,399$ à $-0,439$, et que l'effet marginal de *treat* sur la probabilité d'occuper un emploi passe de 15,7 % à 17,2 %. Autrement dit, l'évolution des caractéristiques socio-économiques individuelles sur la période 1994-1997 aurait en principe dû conduire à une légère amélioration d'environ 1,5 points du taux d'emploi des mères de 2 enfants dont le plus jeune est né après juillet 1994 relativement au taux d'emploi des autres femmes. Enfin, la partie (D) donne les coefficients obtenus lorsque l'on inclut dans la régression les produits des *dummies* par année par l'ensemble des variables explicatives précédentes (*enf18*, *enf3*, *agd*, *agdsq*,

agdcub, édu, tur5). Le coefficient et l'effet marginal de *treat* augmentent à nouveau (de 17,2 points à 17,8 points pour l'effet marginal), mais cette fois-ci de façon nettement plus marginale : les caractéristiques individuelles des femmes concernées par l'extension de l'APE qui se sont améliorées relativement aux caractéristiques des autres femmes sur la période 1994-1997 sont également les caractéristiques individuelles qui ont eu tendance à devenir plus importantes sur la période récente, mais il s'agit là d'un effet très léger. Nous avons également effectué un grand nombre d'autres

régressions, en excluant ou en incluant progressivement d'autres variables explicatives (et en particulier l'âge exact de tous les enfants, ainsi que des variables croisés du type *enf18*édu*, *enf18*tur5*, etc..) ou d'autres observations (et en particulier en excluant les femmes sans enfant). Les principaux résultats, et en particulier le passage d'un effet marginal "simple" d'environ 11 points à un effet marginal d'environ 17-18 points lorsque l'on inclut le maximum de variables explicatives, semblent extrêmement robustes. Nous avons également effectué la même régression pour les taux

Tableau 1 : estimation de l'équation *Probit* d'offre de travail pour les femmes conjointes

Variable	Coefficient	Écart-type	Variable	Coefficient	Écart-type
<i>treat</i>	-0,284	0,023	<i>treat</i>	-0,399	0,024
<i>enf18=0</i>	(valeur de référence)		<i>enf18=0</i>	(valeur de référence)	
<i>enf18=1</i>	0,065	0,005	<i>enf18=1</i>	0,072	0,005
<i>enf18=2</i>	-0,080	0,005	<i>enf18=2</i>	-0,070	0,005
<i>enf18=3</i>	-0,631	0,007	<i>enf18=3</i>	-0,624	0,007
<i>enf3</i>	-0,233	0,006	<i>enf3</i>	-0,229	0,006
Constant	0,432	0,003	Constant	0,322	0,008
Log vrais.	-306 127		Log vrais.	-303 440	
Effet marginal de <i>treat</i>	-0,113	0,009	Effet marginal de <i>treat</i>	-0,157	0,009
	(C)			(D)	
<i>treat</i>	-0,439	0,025	<i>treat</i>	-0,455	0,029
<i>enf18=0</i>	(valeur de référence)		<i>enf18=0</i>	(valeur de référence)	
<i>enf18=1</i>	-0,149	0,005	<i>enf18=1</i>	-0,210	0,022
<i>enf18=2</i>	-0,427	0,006	<i>enf18=2</i>	-0,571	0,024
<i>enf18=3</i>	-0,992	0,007	<i>enf18=3</i>	-1,097	0,032
<i>enf3</i>	-0,204	0,006	<i>enf3</i>	-0,184	0,025
<i>Age</i>	0,421	0,011	<i>Age</i>	0,468	0,041
<i>Age</i> ²	-0,0087	0,0003	<i>Age</i> ²	-0,104	0,001
<i>Age</i> ³	0,00005		<i>Age</i> ³	0,00007	0,00001
<i>Édu=0</i>	(valeur de référence)		<i>Édu=0</i>	(valeur de référence)	
<i>Édu=1</i>	0,367	0,005	<i>Édu=1</i>	0,288	0,021
<i>Édu=2</i>	0,478	0,005	<i>Édu=2</i>	0,405	0,026
<i>tur5=1</i>	(valeur de référence)		<i>tur5=1</i>	(valeur de référence)	
<i>tur5=2</i>	-0,099	0,006	<i>tur5=2</i>	-0,058	0,025
<i>tur5=3</i>	-0,160	0,006	<i>tur5=3</i>	-0,187	0,023
<i>tur5=4</i>	-0,181	0,006	<i>tur5=4</i>	-0,205	0,023
<i>tur5=5</i>	0,031	0,006	<i>tur5=5</i>	0,019	0,025
Constant	-5,550	0,131	Constant	-5,70184	0,470613
Log vrais.	-289 933		Log vrais.	-289 219	
Effet marginal de <i>treat</i>	-0,172	0,010	Effet marginal de <i>treat</i>	-0,178	0,012

d'activité, c'est-à-dire en remplaçant *pao* par *pa* = 1 pour les tous les actifs (actifs occupés et chômeurs BIT). De façon prévisible, les résultats sont similaires (l'effet marginal de *treat* passe d'environ 15 points à environ 21-22 points lorsque l'on inclut progressivement des variables explicatives supplémentaires).

Pour résumer, l'économétrie nous apporte deux enseignements principaux concernant l'extension de l'APE de 1994. D'une part, la chute spectaculaire de 11 points de taux d'emploi et de 15 points de taux d'activité des femmes concernées n'est pas due à une détérioration relative de leurs caractéristiques individuelles intrasèques, qui ont au contraire eu tendance à s'améliorer légèrement relativement à celles des autres femmes. Il semble donc raisonnable d'attribuer cette chute des taux d'emploi et d'activité à l'extension de l'APE elle-même. D'autre part, si l'on prend au sérieux la façon dont l'économétrie traite les effets fixes par année et les effets fixes des caractéristiques individuelles, alors on peut considérer qu'il faut attribuer à l'extension de l'APE une chute inexplicquée du taux d'emploi des femmes concernées de l'ordre de 18 points (et non de 11 points), et une chute inexplicquée de leur taux d'activité de l'ordre de 22 points (et non de 15 points).

On peut donc estimer que si l'APE n'avait pas été étendu aux naissances de rang 2 en 1994, alors au minimum 80 000 personnes (11 % de 700 000) auraient été actifs occupés au lieu d'être sans emploi (chômeurs ou inactifs) en 1997, soit environ 35 % des 220 000 allocataires de l'APE à plein taux au 31/12/97. Une estimation haute (mais raisonnable) pourrait aller jusqu'à 130 000 personnes (18 % de 700 000), soit environ 60 % du nombre total d'allocataires à plein taux. L'"effet d'aubaine", c'est-à-dire le pourcentage d'allocataires de l'APE qui se seraient arrêté de travailler en l'absence de l'allocation, est donc compris entre 40 % et 65 %. Si l'on prend en compte toutes les personnes qui se

sont retirées du marché du travail, alors on peut estimer que si l'APE n'avait pas été étendue aux naissances de rang 2 en 1994, alors au minimum 110 000 personnes (15 % de 700 000) auraient été actifs occupés ou chômeurs au lieu d'être inactifs (soit 50 % du nombre total d'allocataires), ce chiffre pouvant aller jusqu'à 150 000 (22 % de 700 000), soit près de 70 % du nombre total d'allocataires. L'effet d'aubaine serait alors compris entre 30 % et 50 %. En utilisant les données issues du fichier des allocataires de la CNAF, qui contrairement aux enquêtes emploi permettent de connaître avec exactitude l'identité des allocataires des différentes prestations (cf. annexe 1), et en prenant en compte l'ensemble des retraits du marché du travail, Afsa (1996, 1998) estime également un effet d'aubaine de l'ordre de 40 %⁽²¹⁾. Quel que soit le chiffre exact, il est certain que l'effet incitatif a été beaucoup plus élevé que ne le laissent entendre les prévisions faites en 1994 lors de l'extension de l'APE, qui tablaient sur un effet incitatif de l'ordre de 20 % et un effet d'aubaine de l'ordre de 80 %, ce qui représentait déjà un doublement des effets incitatifs retenus dans le passé (cf. Afsa, 1996). Cela montre à quel point une mauvaise appréciation de l'impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels peut conduire à faire des erreurs de prévision.

En termes d'élasticité de l'offre de travail, ces chiffres correspondent à des élasticités comprises entre 0,6 et 1. Si l'on estime que la chute du taux d'emploi attribuable à l'extension de l'APE a été de 11 points, alors cela correspond à une hausse d'environ 25 % du taux de non-emploi des femmes concernées (qui est passé de 41,4 % en 1994 à 52,6 % en 1997, soit une hausse de 11,2 points pour une base de 41,4 points). En retenant un salaire moyen de l'ordre de 7000 francs par mois pour les femmes concernées par l'APE, on peut estimer que l'extension de l'APE de 1994 (d'un montant mensuel d'environ 3 000 francs) a conduit à une réduction moyenne d'environ 40 % de l'incitation

Tableau 2 : les transitions entre non-emploi et emploi des femmes concernées par l'extension de l'APE de 1994

	1992	1993	1994	1995	1996	1997
Taux emploi (<i>n</i>) (% <i>fi</i> = 1)	54,9		59,2	55,8	50,2	48,4
Taux emploi (<i>n</i> - 1) emploi (<i>n</i>) (% <i>fi</i> = 1 <i>fip</i> = 1)	85,5		89,0	85,6	80,9	79,6
Taux non-emploi (<i>n</i> - 1) emploi (<i>n</i>) (% <i>fi</i> = 1 <i>fip</i> > 1)	13,4		13,8	13,2	9,2	7,5
				1995	1996	1997
% de la baisse due à emploi > emploi					65,6	65,2
% de la baisse due à non-emploi > emploi					34,4	34,8

Source : enquêtes Emploi, Insee, 1992-1997 (calculs de l'auteur).

Champ : femmes conjointes âgées de moins de 55 ans, ayant 2 enfants à charge de moins de 18 ans dont au moins 1 de moins de 3 ans

Nombre d'observations moyen par an : 920 (*fip* = 1), 660 (*fip* = 0).

Écarts-types moyens des taux de transitions : 1,2 % (*fip* = 1), 1,2 % (*fip* = 0).

financière au travail pour les femmes concernés (de 7 000 francs à 4 000 francs). L'élasticité de la probabilité de transition entre emploi et non-emploi serait donc de l'ordre de $25\%/40\% = 0,6^{(22)}$. Si l'on estime que la chute du taux d'emploi attribuable à l'extension de l'APE a été de 18 points et non de 11 points, alors cela correspond à une hausse d'environ 40 % du taux de non-emploi des femmes concernées et à une élasticité de l'ordre de 1.

Contrairement à ce que l'on pourrait croire, cette élasticité ne mesure pas uniquement les effets des incitations financières sur la transition de l'emploi vers le non-emploi, c'est-à-dire sur la décision de quitter un emploi. Si tel était le cas, on pourrait légitimement douter de l'applicabilité de ces élasticités au cas d'une mesure visant à rendre le travail plus attractif et non pas moins attractif (comme dans le cas de l'APE) : il semblerait en effet plausible de supposer qu'il est plus facile de quitter un emploi que d'en trouver un, et donc que la transition de l'emploi vers le non-emploi est plus élastique que la transition du non-emploi vers l'emploi. Or tel n'est pas le cas : en utilisant le fait que seul un tiers de l'échantillon de l'enquête emploi est renouvelé chaque année, ce qui permet de suivre les mêmes individus pendant 3 années consécutives, on constate que toutes les probabilités de transition des mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) ont été profondément transformées par l'extension de l'APE de 1994. Autrement dit, on observe non seulement que la probabilité pour une femme active occupée de demeurer active occupée après la naissance de son 2^{ème} enfant a fortement baissé entre 1994 et 1997, mais également que la probabilité pour une femme inactive ou chômeuse de trouver un emploi après la naissance de son 2^{ème} enfant a sensiblement diminué entre 1994 et 1997. Dans le même temps, les probabilités de transition des femmes non concernées par l'extension de l'APE sont restées totalement stables. Du fait de la taille réduite des échantillons lorsque l'on utilise la propriété de panel tournant des enquêtes emploi, nous indiquons sur le tableau 2 l'évolution des probabilités de transition des femmes concernées par l'extension de l'APE obtenues à partir de la question posée chaque année à l'échantillon complet concernant l'occupation professionnelle de la personne interrogée en mars de l'année précédant l'enquête (variable *fip*). Les taux de transitions de l'emploi vers l'emploi indiqués sur le tableau 2 mesurent donc le pourcentage de personnes déclarant en mars de l'année *n* qu'ils occupaient un emploi en mars de l'année *n - 1* (*fip* = 1) et qu'ils occupent toujours un emploi en mars de l'année *n* (*fi* = 1) (et de même pour les taux de transition du non-emploi vers l'emploi). Le désavantage de l'utilisation de l'échantillon complet et de la variable *fip* est que cette méthode ne permet pas en

toute rigueur de mesurer l'emploi, le chômage et l'inactivité. L'avantage est que les échantillons sont plus importants et que les résultats sont donc plus significatifs (nous avons également calculé les taux de transition mentionnés sur le tableau 2 en utilisant le panel tournant et la définition BIT de l'emploi et du non-emploi : les résultats bruts sont similaires, mais ils sont statistiquement moins significatifs).

Le tableau 2 indique que le taux de transition de l'emploi vers l'emploi des femmes concernées par l'extension de l'APE de 1994, qui atteignait près de 90 % en 1994, est descendu aux alentours de 80 % en 1996 et 1997. Dans le même temps, le taux de transition du non-emploi vers l'emploi est passé d'environ 13 % jusqu'en 1994 à 9,2 % en 1996 et 7,5 % en 1997. Ces diminutions des taux de transition vers l'emploi sont toutes deux significatives au seuil de 5 %, et les taux de transition des femmes non concernées par l'extension de l'APE n'ont pas varié pendant cette même période. Nous avons également calculé quel pourcentage de la baisse du taux d'emploi des mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) s'explique par la baisse de leur taux de transition de l'emploi vers l'emploi, et quel pourcentage s'explique par la baisse de leur taux de transition du non-emploi vers l'emploi. En 1997, on constate ainsi que sur les 11 points de chute de taux d'emploi enregistrés depuis 1994 (de 59,2 % à 48,4 %), environ les deux tiers (65,2 %) s'expliquent par la baisse du taux de transition de l'emploi vers l'emploi, et environ un tiers (34,8 %) s'explique par la baisse du taux de transition du non-emploi vers l'emploi⁽²³⁾. Les résultats sont similaires pour 1995 et 1996. Ces chiffres montrent que chacune des deux transitions a joué un rôle important, et que les élasticités de 0,6 à 1 calculées plus haut mesurent l'effet global des modifications de toutes les probabilités de transition sur l'offre de travail effective. Par exemple, si l'on cherchait à estimer séparément l'élasticité de la transition de l'emploi vers le non-emploi et l'élasticité de la transition du non-emploi vers l'emploi, alors on trouverait des ordres de grandeurs relativement comparables⁽²⁴⁾. Nous avons également effectué la même décomposition pour les transitions entre activité (emploi et chômage) et inactivité, et nous obtenons également un partage similaire des 15 points de chute du taux d'activité entre les deux transitions (avec une part légèrement plus importante pour la chute de la probabilité de transition de l'activité vers l'activité, de l'ordre de 70 % et non de 65 %). En particulier, la probabilité pour une inactive de devenir active occupée après la naissance du second enfant a baissé dans les mêmes proportions que la probabilité pour une chômeuse de devenir active occupée⁽²⁵⁾. Cela montre le caractère en partie artificiel de la distinction entre inactivité et

chômage : l'intensité de la recherche d'emploi, et donc la probabilité de trouver un emploi, varient pour les chômeurs comme pour les inactifs.

Un calcul complet des élasticités comportementales en jeu devrait également prendre en compte le fait que seule une partie des femmes ayant un emploi avant la naissance de leur second enfant étaient véritablement concernées par l'APE. Par exemple, une femme occupant un emploi à 30 000 francs par mois avait relativement peu de chances d'être séduite par une allocation à 3 000 francs par mois. En se restreignant aux femmes ayant initialement un emploi à bas salaire, on trouverait en général des élasticités comportementales plus élevées. Cependant, seules 10 % des mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) qui travaillaient en mars 1994 gagnaient plus de 10 000 francs par mois⁽²⁶⁾ ; il n'est donc pas évident d'exclure *a priori* un nombre important de femmes potentiellement concernées, et les élasticités seraient relativement peu modifiées si l'on excluait seulement 10 ou même 20 % de la sous-population étudiée. En utilisant la propriété de panel tournant des enquêtes emploi, nous avons comparé pour toute la période 1990-1997 (*n* allant de 1991 à 1997) la distribution des salaires en mars de l'année *n-1* des mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) de l'année *n* qui étaient actives occupées en mars de l'année *n-1* et en mars de l'année *n* avec la distribution des salaires en mars de l'année *n-1* des mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) qui étaient actives occupées en mars de l'année *n-1* mais qui étaient devenues inactives ou chômeuses en mars de l'année *n*. Aucune rupture de *trend* due à l'extension de l'APE n'est aisément décelable. Par exemple, en 1991 et 1992, le salaire moyen de l'année *n-1* des femmes continuant de travailler l'année *n* était environ 30 % plus élevé que celui des femmes qui s'étaient arrêtées de travailler l'année *n* ; ce chiffre était passé à 37 % dès 1995, pour atteindre 45 % en 1997. Autrement dit, les femmes s'arrêtant de travailler à la naissance de leur 2^{ème} enfant ont toujours occupé des emplois moins bien rémunérés que les femmes continuant de travailler, et ce avant comme après l'extension de l'APE. De plus, on observe bien que la rémunération relative des femmes s'arrêtant de travailler s'est détérioré en 1995-1997, ce qui tendrait à indiquer que l'APE a attiré des femmes qui étaient encore moins bien rémunérées que celles qui se seraient arrêtées de travailler en l'absence de l'APE. Mais ce *trend* de détérioration de la rémunération des femmes s'arrêtant de travailler relativement à celles qui continuent de travailler semble avoir commencé avant l'extension de l'APE, si bien qu'il est difficile d'identifier l'effet quantitatif exact de l'APE sur la distribution des

salaires des femmes décidant de s'arrêter de travailler.

De même, il est difficile de déceler la moindre rupture de *trend* due à l'extension de l'APE concernant la proportion d'emplois à temps partiel. La principale difficulté est que la période 1992-1997 est marquée par un très fort développement du temps partiel (du fait de l'exonération de cotisations patronales sur les emplois à temps partiel instaurée en 1992), si bien que la proportion d'emplois à temps partiel a progressé pour toutes les catégories de femmes. Par exemple, la proportion de femmes travaillant à temps partiel l'année *n-1* parmi les femmes continuant de travailler l'année *n* à la naissance de leur 2^{ème} enfant est passée de 24,3 % en moyenne en 1992-1994 à 29,5 % en moyenne en 1995-1997 ; cette proportion passait de 35,7 % à 39,6 % pour les femmes s'arrêtant de travailler à la naissance de leur 2^{ème} enfant. Autrement dit, étant donnée la croissance générale du temps partiel, l'APE n'a pas attiré une plus forte proportion de temps partiel que ce à quoi on aurait pu s'attendre en l'absence de l'APE. Pour les mêmes raisons, il est difficile de mesurer un effet significatif du développement de l'APE à mi-taux (réservée aux femmes conservant une activité à temps partiel) : la proportion d'emplois à temps partiel parmi les actives occupées mères de deux enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) est certes passée de 31,6 % à 38,9 % entre 1992-1994 et 1995-1997, mais elle est également passée dans le même temps de 36,8 % à 44,3 % pour les actives occupées mères de trois enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans), qui n'étaient pas concernées par l'extension de l'APE. Le succès limité de l'APE à mi-taux semble confirmer l'idée que le "temps partiel choisi" avait déjà atteint ses limites avant 1992, et que les nouveaux emplois à temps partiel créés depuis 1992 relèvent d'avantage du "temps partiel subi"⁽²⁷⁾.

Ces difficultés liées à l'estimation d'élasticités plus précises pour des sous-groupes spécifiques de la population montrent à quel point les élasticités de l'ordre de 0,6-1 estimées plus haut ne sauraient être appliquées mécaniquement à d'autres situations, tant il est vrai que les élasticités comportementales peuvent varier considérablement suivant les circonstances et les sous-population étudiées. Ces élasticités permettent uniquement de donner des ordres de grandeurs et d'illustrer le fait que les femmes ayant des enfants à charge peuvent être extrêmement sensibles aux incitations financières.

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 décembre 1988 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.

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 1^{er} 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 sensiblement plus faible que les autres familles au moment de la création du RMI. Le tableau 3 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 2 403F, en vigueur au 1/1/97.

Le montant du RMI, des allocations familiales et du complément familial ont très peu changé depuis 1989 en francs constants⁽²⁹⁾, et les montants mentionnés dans le tableau 3 représentent donc correctement la modification survenue en 1989. La colonne "RMI brut" du tableau 3 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, 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 3, 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⁽³⁰⁾. Ces allocations existaient déjà avant la création du RMI, et sont perçues par les ménages concernés indépendamment du fait qu'ils travaillent ou non⁽³¹⁾.

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. Exprimée en revenu par unité de consommation (échelle d'Oxford), la création du RMI a augmenté de 2 019F/mois le revenu disponible d'une 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 3). 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⁽³²⁾. Par contre, ce différentiel est beaucoup moins important pour les couples⁽³³⁾, 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 2 000 francs 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 1 000 francs réservée aux familles monoparentales ayant 1 ou 2 enfants et dont les familles monoparentales nombreuses (3 enfants ou plus) seraient exclues⁽³⁴⁾. 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 d'emploi des familles monoparentales avec 1 ou 2 enfants a baissé relativement à celui des familles monoparentales avec 3 enfants après la création du RMI, toutes autres choses égales par ailleurs.

Tableau 3 : 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 enfant	3 605	577	0	3 028	2 019
2 enfants	4 325	714	675	2 937	1 468
3 enfants	5 287	714	2417	2 156	862

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

Les tableaux 4 et 5 indiquent l'évolution des taux d'emploi et des taux d'activité des différents types de familles monoparentales avant et après 1989. Compte-tenu de la taille limitée des échantillons, nous avons regroupé toutes les années avant la création du RMI (1982-1989) et toutes les années après la création du RMI (1990-1997).

Parmi les parents isolés sans enfant de moins de 3 ans, on constate que le taux d'emploi des parents isolés avec 1 ou 2 enfants a baissé de façon significative (de 80,2 % à 77,5 % pour les parents isolés avec 1 enfant, et de 75,5 % à 71,6 % pour ceux avec 2 enfants), alors que celui des parents isolés avec 3 enfants progressait légèrement (de 57,2 % à 58,5 %), soit un différentiel d'évolution de l'ordre de 4 points. Cette évolution divergente est due à la fois au fait que le taux d'activité des parents isolés avec 3 enfants a progressé relativement à celui des parents isolés avec 1 ou 2 enfants et au fait que le taux de chômage des premiers a moins progressé que celui des seconds, ces deux facteurs ayant eu une importance quantitative comparable (cf. tableau 5). De plus, on remarque 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 : les tableaux 4 et 5 indiquent que les taux d'emploi et d'activité des parents isolés avec au moins 1 enfant de moins de 3 ans ont tous baissé dans les mêmes proportions, quel que soit le nombre total d'enfants à charge.

Le fait que les taux d'emploi et d'activité des parents isolés aient dans leur ensemble fortement baissé entre 1982-1989 et 1990-1997 peut être dû à un certain nombre de facteurs, et il est vraisemblable que la création du RMI ne soit pas le plus important. En effet, le RMI s'est souvent substitué à d'autres modes d'indemnisation des personnes privés d'emploi (cf. première partie), si bien qu'il est difficile d'affirmer que les incitations financières au travail aient été réduites pour l'ensemble des parents isolés. On observe d'ailleurs que les parents isolés ayant de jeunes enfants à charge sont ceux dont les

taux d'emploi et d'activité ont le plus baissé, bien que la création du RMI ne les concernait pas⁽³⁶⁾. On peut imaginer d'autres facteurs susceptibles d'expliquer cette baisse des taux d'emploi et d'activité des parents isolés, dans un contexte où les niveaux d'emploi et d'activité des femmes vivant en couple avait pourtant tendance à augmenter. Tout d'abord, la population des parents isolés s'est totalement transformée en 1982 à 1997. Par exemple, le nombre de mères isolées (qui représentent plus de 90 % de l'ensemble des parents isolés) a progressé de plus de 60 % entre 1982 et 1997 (cf. annexe 1, tableau A5), et il est possible que leur "employabilité" moyenne (observable et non-observable) ait fortement baissé relativement à celle des femmes vivant en couple (nous observons d'ailleurs la même divergence lorsque nous comparons les femmes seules sans enfant à charge aux femmes vivant en couple sans enfant à charge ; cf. quatrième partie). Ensuite et surtout, les taux d'emploi des parents isolés, et en particulier des parents isolés de jeunes enfants, ont toujours tendance à être d'avantage pro-cyclique que celui des autres personnes : en cas de détérioration générale de la situation sur le marché du travail, comme par exemple en France dans les années quatre-vingt et quatre-vingt-dix, les parents isolés sont toujours les plus durement affectés (à caractéristiques observables équivalentes), sans doute du fait que la garde des enfants les écarte plus rapidement d'une recherche d'emploi devenant de plus en plus difficile⁽³⁷⁾. Cela pourrait expliquer pourquoi la situation des mères isolées s'est détériorée relativement à celle des femmes vivant en couple durant les 15 dernières années. Notre hypothèse identificatrice est donc qu'il existe un certain nombre de facteurs complexes (observables et non-observables) expliquant la baisse générale des taux d'emploi des parents isolés, dont nous ne cherchons pas ici à connaître le détail, mais que ces facteurs auraient du affecter tous les parents isolés de la même façon (à caractéristiques observables égales), et donc qu'ils ne peuvent pas expliquer le différentiel de 4 points observé entre l'évolution du

Tableau 4 : les taux d'emploi des parents isolés avant et après la création du RMI

	1982-1989	1990-1997
1 enfant (<i>enf3</i> = 0)	80,2 (9530, 0,4 %)	77,5 (12120, 0,4 %)
2 enfants (<i>enf3</i> = 0)	75,5 (4454, 0,6 %)	71,6 (5532, 0,6 %)
3 enfants (<i>enf3</i> = 0)	57,2 (1383, 1,3 %)	58,5 (1563, 1,2 %)
1 enfant (<i>enf3</i> >0)	58,9 (1146, 1,5 %)	46,9 (1119, 1,5 %)
2 enfants (<i>enf3</i> >0)	48,2 (536, 2,2 %)	35,7 (612, 1,9 %)
3 enfants (<i>enf3</i> >0)	33,3 (242, 3,0 %)	25,9 (310, 2,5 %)

Source : enquêtes Emploi, Insee, 1982-1997 (calculs de l'auteur).
 Champ : parents isolés âgés de moins de 55 ans, en fonction du nombre d'enfants à charge de moins de 18 ans et de la présence d'enfants de moins de 3 ans.
 Lecture : taux d'emploi = % d'actifs occupés (au sens du BIT) (nombre d'observations individuelles et écarts-types entre parenthèses).

Tableau 5 : les taux d'activité des parents isolés avant et après la création du RMI

	1982-1989	1990-1997
1 enfant (<i>enf3</i> = 0)	91,0 (9530, 0,3 %)	92,0 (12120, 0,2 %)
2 enfants (<i>enf3</i> = 0)	89,4 (4454, 0,5 %)	89,4 (5532, 0,4 %)
3 enfants (<i>enf3</i> = 0)	77,9 (1383, 1,1 %)	81,0 (1563, 1,0 %)
1 enfant (<i>enf3</i> >0)	78,8 (1146, 1,2 %)	69,6 (1119, 1,4 %)
2 enfants (<i>enf3</i> >0)	68,9 (536, 2,0 %)	57,6 (612, 2,0 %)
3 enfants (<i>enf3</i> >0)	51,2 (242, 3,2 %)	40,7 (310, 2,8 %)

Source : enquêtes Emploi, Insee, 1982-1997 (calculs de l'auteur).
 Champ : parents isolés âgés de moins de 55 ans, en fonction du nombre d'enfants à charge de moins de 18 ans et de la présence d'enfants de moins de 3 ans.
 Lecture : taux d'activité = % d'actifs (actifs occupés et chômeurs) (au sens du BIT) (nombre d'observations individuelles et écarts-types entre parenthèses).

taux d'emploi des parents isolés avec 1 ou 2 enfants à charge (dont aucun de moins de 3 ans) et celui des parents isolés avec 3 enfants à charge (dont aucun de moins de 3 ans). Une explication possible pour ce différentiel est que le dispositif différentiel du RMI a été moins généreux pour les parents isolés de familles nombreuses.

Pour confirmer cette observation, nous avons donc estimé le même type d'équation *Probit* d'offre de travail que dans la deuxième partie, afin de prendre en compte l'évolution de toutes les autres caractéristiques observables des parents isolés sur la période 1982-1997. 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, théorique aussi bien que constaté dans les statistiques de la CNAF, a été le plus fort), soit un total de 27 413 observations. De même que pour la régression *Probit* de la deuxième partie, la variable dépendante de la régression est *pao* : *pao* = 1 si le parent est actif occupé, *pao* = 0 si le parent est chômeur ou inactif. Les variables indépendantes 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 (*édu* = 0,1 ou 2), l'âge en années, ainsi que l'âge au carré et l'âge au cube en années, le type d'agglomération en 5 postes (*tur5* = 1,2,3,4,5), le sexe (*sexe* = 0 pour les hommes, 1 pour les femmes). Nous avons également inclus des variables *dummies* pour chaque année de 1983 à 1997, ainsi que le produit de ces variables *dummies* par toutes les variables explicatives précédentes (cf. deuxième partie). 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 expliqué par les effets cumulés de toutes les autres variables explicatives. Le tableau 6 donne les résultats de cette régression (les coefficients statistiquement significatifs au seuil de 5 % sont représentés en gras).

La partie (A) du tableau 6 donne les coefficients obtenus lorsque l'on régresse la variable dépendante *travfi* uniquement sur *treat*, *type*, *enf3* et une série de variables *dummies* pour chaque année de 1982 à 1996. Le coefficient obtenu pour *treat* (0,140) est statistiquement significatif. De la même façon que pour le tableau 1 (cf. deuxième partie), nous

mentionnons également sur le tableau 6 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 (*treat* = 0, *type* = 1, *enf3* = 0). Dans le cas de la régression (A), cet effet vaut 0,054, soit 5,4 % : 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 5,4 % inférieur à ce qu'il a été durant la période 1990-1997, 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 5,4 % nous apporte très peu d'informations supplémentaires par rapport au différentiel de 4 points observé à partir des chiffres bruts du tableau 4 (la raison pour laquelle l'effet marginal de *treat* de la régression (A) est égal à 5,4 points et non à 4 points est simplement que nous avons inclus des variables *dummies* pour chaque année et non une variable *dummy* égale à 0 pour toutes les années 1982-1989 et égale à 1 pour toutes les années 1990-1997 ; cela indique que la prise en compte du *timing* exact de la formation de ce différentiel d'évolution conduit à accroître légèrement la taille du différentiel inexplicé).

La partie (B) du tableau 3 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 des variables *type* et *enf3*). On constate que le coefficient de *treat* passe de 0,140 à 0,206, et que l'effet marginal de *treat* sur la probabilité d'occuper un emploi passe de 5,4 % à 7,9 %. Autrement dit, l'évolution des caractéristiques socio-économiques individuelles sur la période 1982-1997 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 des variables *type* et *enf3* sont également inclus dans la régression : le coefficient de *treat* augmente à nouveau, l'effet marginal passant à 9,7 %. Cela montre que l'effet positif sur le taux d'emploi relatif des parents isolés avec 3 enfants constaté après 1989 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

Tableau 6 : estimation de l'équation *Probit* d'offre de travail pour les familles monoparentales

Variable	Coefficient	Écart-type	Variable	Coefficient	Écart-type
(A)			(C)		
<i>treat</i>	0,140	0,047	<i>treat</i>	0,255	0,103
<i>Type</i>	-0,672	0,032	<i>Type</i>	-0,737	0,115
<i>enf3</i>	-0,721	0,026	<i>enf3</i>	-0,680	0,133
Constant	0,893	0,038	<i>Age</i>	0,680	0,223
Log vrais.	-15047		<i>Age</i> ²	-0,016	0,006
			<i>Age</i> ³	0,00011	0,00005
Effet marginal de <i>treat</i>	0,054	0,018	<i>Édu = 0</i>	(valeur de référence)	
(B)			<i>Édu = 1</i>	0,227	0,116
<i>treat</i>	0,206	0,050	<i>Édu = 2</i>	0,245	0,132
<i>Type</i>	-0,784	0,034	<i>tur5 = 1</i>	(valeur de référence)	
<i>enf3</i>	-0,415	0,032	<i>tur5 = 2</i>	0,376	0,152
<i>Age</i>	0,765	0,219	<i>tur5 = 3</i>	0,151	0,135
<i>Age</i> ²	-0,018	0,006	<i>tur5 = 4</i>	0,138	0,134
<i>Age</i> ³	0,00013	0,00005	<i>tur5 = 5</i>	0,349	0,144
<i>Édu = 0</i>	(valeur de référence)		<i>Sexe</i>	-0,514	0,120
<i>Édu = 1</i>	0,222	0,115	Constant	-7,395	2,656
<i>Édu = 2</i>	0,236	0,131	Log vrais.	-13677	
<i>tur5 = 1</i>	(valeur de référence)		Effet marginal de <i>treat</i>	0,097	0,039
<i>tur5 = 2</i>	0,365	0,151			
<i>tur5 = 3</i>	0,155	0,134			
<i>tur5 = 4</i>	0,132	0,134			
<i>tur5 = 5</i>	0,339	0,143			
<i>Sexe</i>	-0,478	0,118			
Constant	-8,735	2,564			
Log vrais.	-13702				
Effet marginal de <i>treat</i>	0,079	0,019			

Source : Insee, Enquêtes Emploi, 1982-1997.

Champ : parents isolés (hommes et femmes) de moins de 55 ans 1 enfant ou 3 enfants à charge (Nombre total d'observations = 27413).

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, troisième partie).

enfants âgés de plus de 3 ans auraient "dû" avoir un taux d'emploi inférieur de 9,7 points à ce qu'ils ont eu après 1989. De la même façon que pour les femmes vivant en couple, les résultats de ces régressions semblent relativement robustes à de nombreux changements de spécification.

L'ordre de grandeur de cet effet inexpliqué correspond à peu près à celui estimé pour l'APE dans la deuxième partie. L'effet inexpliqué de 9,7 points correspond en effet à une diminution d'environ 25 % du taux de non-emploi des parents isolés ayant 3 enfants à charge (dont aucun de moins de 3 ans). Si l'on attribue l'intégralité de cet effet inexpliqué au fait que ces parents isolés n'ont pas eu droit aux 1 000 francs d'"APE bis" (cf. *supra*), ce qui correspond à une augmentation d'environ 30 % de l'écart de revenu disponible entre non-emploi et emploi⁽³⁸⁾, alors on aboutirait à une élasticité de l'ordre de 0,8 (25 %/30 %). La taille limitée des

échantillons ne permet pas d'estimer de façon satisfaisante l'élasticité applicable à des sous-populations susceptibles d'être d'avantage concernées par le RMI ni de décomposer les effets dûs aux modifications de la transition du non-emploi vers l'emploi et ceux dûs aux modifications de la transition de l'emploi vers le non-emploi. Cette même difficulté technique implique une certaine fragilité de notre estimation : contrairement au cas de l'APE, il est impossible de vérifier que le *timing* exact de cet effet inexpliqué correspond à celui de la modification des incitations financières, et il est donc impossible d'attribuer avec certitude cet effet inexpliqué au différentiel d'incitations créé par le RMI. Il n'en demeure pas moins qu'aucune autre explication évidente ne semble exister pour cet effet de 10 points de taux d'emploi, qui est tout à fait considérable dans la mesure où nous comparons des populations sociologiquement très proches.

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 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 d'emploi des personnes seules et des personnes dont le conjoint ne travaille pas ait diminué de façon significative et

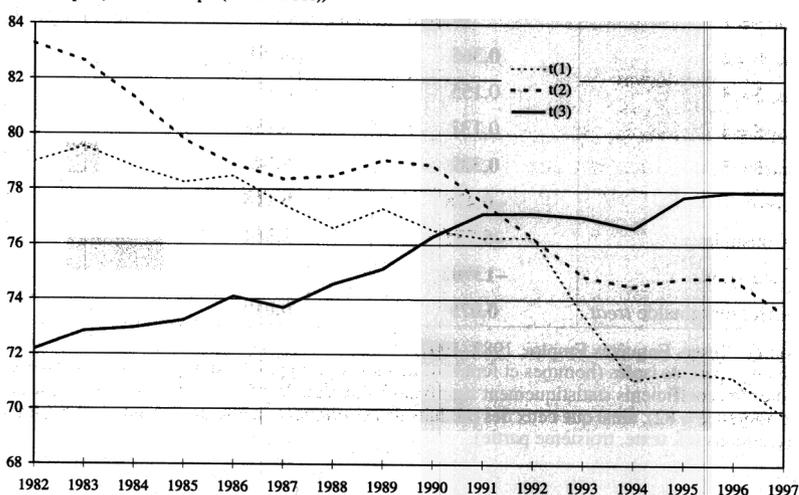
inexpliquée relativement au taux d'emploi des personnes dont le conjoint travaille suite à la création du RMI.

Le graphique 5 montre l'évolution des taux d'emploi de 1982 à 1997 de toutes les personnes de référence et des conjoints (hommes et femmes confondus) âgés de moins de 55 ans, en distinguant 3 types de configurations familiales : personnes seules, personnes vivant en couples dont le conjoint est inactif ou chômeur, personnes vivant en couples dont le conjoint est actif occupé (indépendamment du nombre d'enfants à charge). (cf. annexe 1 pour l'évolution du nombre de personnes appartenant à ces différentes catégories)⁽³⁹⁾.

Le graphique 5 montre un *trend* spectaculaire de ségrégation familiale croissante de l'emploi : entre 1982 et 1997, le taux d'emploi des personnes seules est passé de 79,0 % à 69,8 %, le taux d'emploi des personnes dont le conjoint est inactif ou chômeur est passé de 83,3 % à 73,5 %, alors que celui des personnes dont le conjoint est actif occupé est passé de 72,2 % à 78,0 %. Les personnes dont le conjoint

Graphique 5 : les taux d'emploi en fonction de la configuration familiale, 1982-1997

Taux d'emploi (% d'actifs occupés (au sens du BIT))

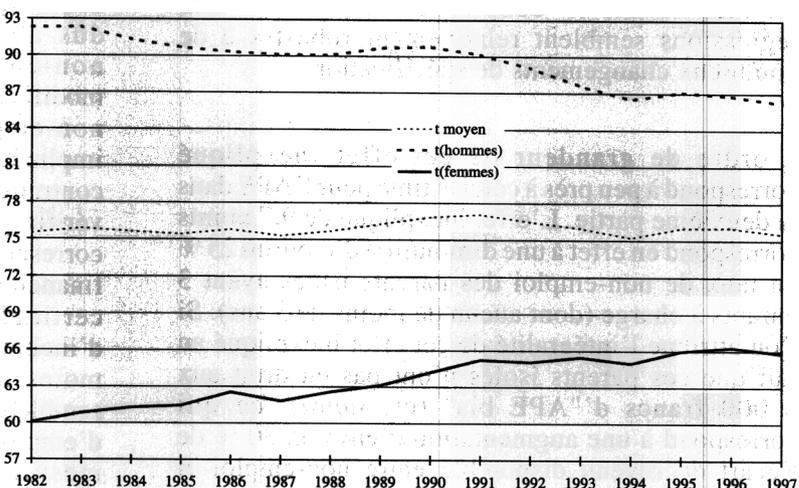


Source : personne de référence et conjoints âgés des moins de 55 ans.

Nombre observé et écart-type moyen : 1600 (0,4%)
 (cat. 1 = personnes seules), 14200 (0,3%)
 (cat. 2 = pers. dont le conjoint est inactif ou chômeur), 44700 (0,2%)
 (cat. 3 = pers. dont le conjoint est actif occupé).

Graphique 6 : les taux d'emploi par sexe, 1982-1997

Taux d'emploi (% d'actifs occupés (au sens du BIT))



Source et champ : cf. graphique 5.

Nombre observé et écart-type moyen par an : 33200 (0,2%) (hommes), 37300 (0,2%) (femmes).

est actif occupé, qui avaient la plus faible probabilité d'être eux-mêmes actifs occupés en 1982, ont en 1997 la plus forte probabilité d'avoir eux-mêmes un emploi. Autrement dit, on assiste en France pendant la période 1982-1997 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⁽⁴⁰⁾. Le graphique 4 indique clairement que ce *trend* existe sur l'ensemble de la période 1982-1997, 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 renforcer 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 5 masque des réalités fort différentes pour les hommes et pour les femmes, qu'il faut impérativement distinguer. Le graphique 6 représente l'évolution des taux d'emploi entre 1982 et 1997 de la même population globale que le graphique 5 mais cette fois-ci en considérant séparément les femmes et les hommes (indépendamment de leur situation familiale).

Comme l'on pouvait s'y attendre à la lecture du graphique 5, les taux d'emploi des hommes et des femmes suivent des *trends* totalement divergents : alors que le taux moyen d'emploi reste étonnamment constant tout au long de la période 1982-1997, de 75,5 % en 1982 à 75,5 % en 1997, le taux d'emploi des femmes progresse sensiblement, passant de 60,1 % en 1982 à 65,8 % en 1997, alors que le taux d'emploi des hommes diminue du même montant, de 92,3 % en 1982 à 86,2 % en 1997. Il s'agit là de la caractéristique majeure du marché du travail français sur la période 1982-1997 (qui, de toute évidence, n'a rien à voir avec la création du RMI...) : un taux d'emploi moyen globalement constant,

malgré une forte progression de l'emploi féminin. En particulier, ce résultat général n'est pas dû au fait que nous considérons uniquement les personnes de référence et les conjoints âgés de moins de 55 ans. Par exemple, si l'on considérait l'ensemble des personnes âgées de 25 ans ou plus (et de moins de 55 ans), quelle que soit leur position dans le ménage, alors on observerait également une très forte stabilité du taux d'emploi moyen (hommes et femmes confondus), de 76,5 % en 1982 à 76,4 % en 1997, la progression du taux d'emploi des femmes, de 61,0 % en 1982 à 67,3 % en 1997, ayant été entièrement compensée par la baisse du taux d'emploi des hommes, 91,9% en 1982 à 85,6 % en 1997⁽⁴¹⁾.

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. deuxième et troisième partie), nous choisissons également de nous restreindre dorénavant au cas des personnes sans enfants à charge (*enf18 = 0*).

Le cas des femmes

Le graphique 7 montre l'évolution des taux de non-emploi des femmes âgées de 25 ans ou plus et de (strictement) moins de 55 ans (sans enfant à charge de moins de 18 ans) entre 1982 et 1997, en fonction de leur situation familiale (personnes seules, personnes vivant en couple dont le conjoint est inactif ou chômeur, personnes vivant en couple dont le conjoint est actif occupé).

Le graphique 7 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 d'emploi des femmes dont le conjoint est actif occupé passe de 66,7 % en 1982 à 69,2 % en 1989 et 75,0 % en 1997, alors que le taux d'emploi des

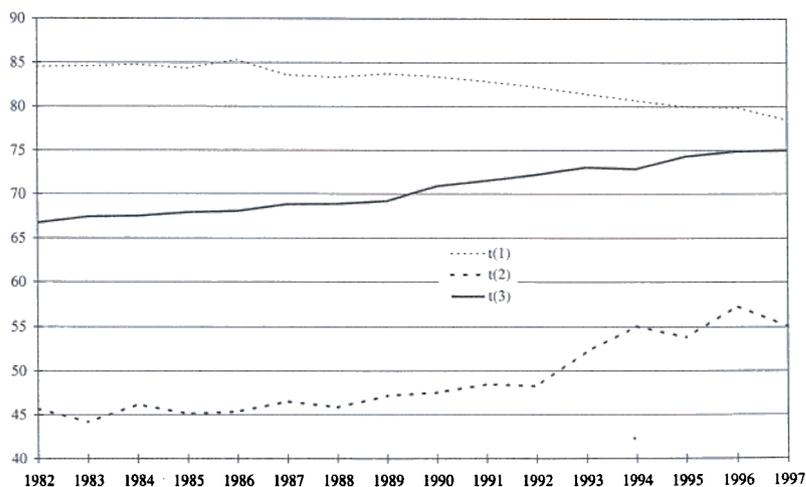
Graphique 7 : les taux d'emploi des femmes sans enfant à charge en fonction de la configuration familiale, 1982-1997

Source : enquêtes Emploi, Insee, 1982-1997 (calculs de l'auteur)

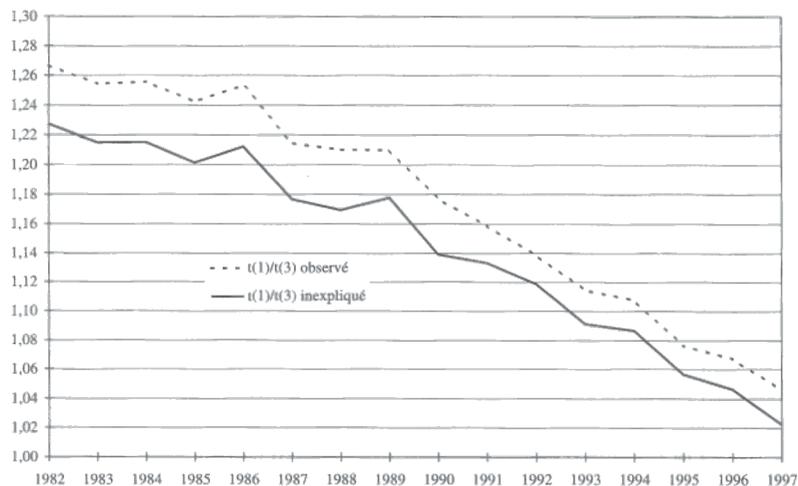
Champ : femmes âgées de 25 à 55 ans, sans enfant à charge de moins de 18 ans, personne de référence et conjoints âgés de moins de 55 ans.

Nombre observé et écart-type moyens : 3600 (0,6%) (cat.1), 1600 (1,3%) (cat.2), 7600 (0,5%) (cat.3).

Taux d'emploi (% d'actifs occupés (au sens du BIT))



Graphique 8 : les ratios entre le taux d'emploi des femmes seules et celui des femmes dont le conjoint est actif occupé, 1982-1997



Source : enquêtes Emploi, Insee, 1982-1997 (calculs de l'auteur).

Champ et nombre d'observations cf. graphique 7

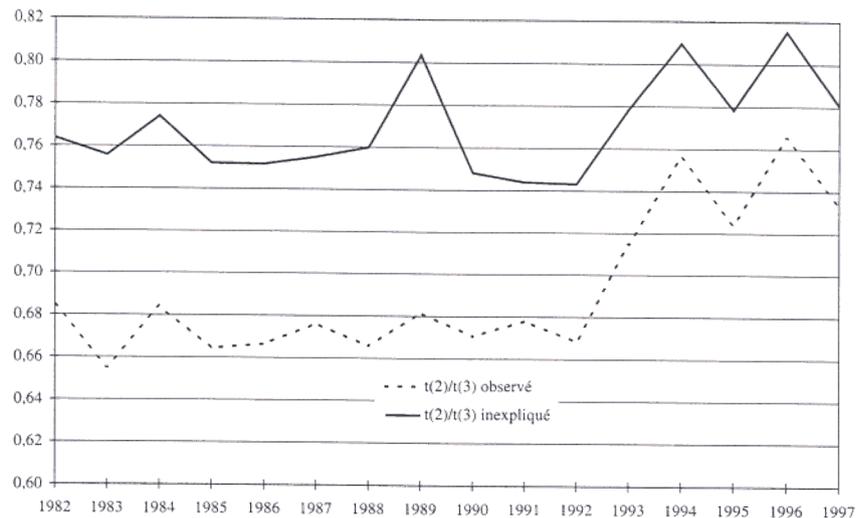
femmes seules passe de 84,5 % en 1982 à 83,8 % en 1989 et 78,5 % en 1997. Cette évolution n'est pas simplement la conséquence d'un phénomène de rattrapage des femmes seules par les femmes dont le conjoint est actif occupé. Certes, le taux d'activité des femmes dont le conjoint est actif occupé a considérablement progressé de 1982 à 1997, passant de 70,9 % en 1982 à 75,6 % en 1989 et 81,7 % en 1997, alors que le taux d'activité des femmes seules plafonnait depuis le début des années quatre-vingt (de 89,3 % en 1982 à 90,8 % en 1989 et 89,3 % en 1997, ce qui montre tout de même une certaine rupture après 1989, même si les variations sont à peine significatives). Mais le phénomène plus intéressant est que la rupture de *trend* après 1989 est dûe pour l'essentiel au creusement de l'écart entre le taux de chômage des femmes seules et celui des femmes dont le conjoint est actif occupé : le taux de chômage des femmes seules est passé de 5,4 % en 1982 à 7,7 % en 1989 et 12,1 % en 1997, alors que celui des femmes dont le conjoint est actif occupé passait de 5,9 % en 1982 à 8,5 % en 1989 et 8,2 % en 1997. Cette rupture de *trend* après 1989 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 les deuxième et troisième parties. L'échantillon utilisé comprend l'ensemble des femmes de 25 à 55 ans (personnes de référence et conjoints) sans enfant à charge, soit au total 203 638 observations. Outre l'ensemble des caractéristiques individuelles observables (âge, âge au carré, âge au cube, 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* = 1,2 ou 3, avec *type* = 3 comme valeur de référence) pour les 3 catégories de femmes 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 d'emploi des différents groupes qui est due à l'évolution des caractéristiques individuelles observables de celle qui est "inexpliquée". Nous avons ensuite estimé le ratio $t(1)/t(3)$ "inexpliqué" entre le taux d'emploi des femmes seules et celui des femmes dont le conjoint est actif occupé pour chaque année de 1982 à 1996. Pour cela, nous avons calculé l'effet marginal du coefficient de la variable produit de *type* = 10 et de l'année considérée, en se plaçant au niveau du taux d'emploi moyen observé des *type* = 3 de l'année en question. Le ratio $t(1)/t(3)$ inexpliqué est alors défini comme le ratio entre le $t(1)$ prédit par l'effet marginal du produit de *type* = 10 et de la *dummy* de l'année considérée et le $t(3)$ observé. Le graphique 8 représente l'évolution de ces ratios $t(1)/(3)$ inexpliqués comparée à l'évolution des ratios $t(1)/(3)$ observés.

Le graphique 8 montre que les ratios $t(1)/t(3)$ inexpliqués sont toujours plus proches de 1 que les ratios $t(1)/t(3)$ 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 est actif occupé 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 deux taux d'emploi. Mais le fait important qui nous intéresse ici est que cette partie expliquée est essentiellement constante tout au long de la période 1982-1997 : alors que le ratio $t(1)/t(3)$ observé passe de 1,27 en 1982 à 1,21 en 1989 et 1,05 en 1997, le ratio $t(1)/t(3)$ inexpliqué passe de 1,23 en 1982 à 1,18 en 1989 et à 1,02 en 1996. Les variables explicatives utilisées expliquent donc un écart

Graphique 9 : les ratios entre le taux d'emploi des femmes dont le conjoint est actif occupé, 1982-1997



Source : enquêtes Emploi, Insee, 1982-1997 (calculs de l'auteur).

Champ et nombre d'observations : cf. graphique 7.

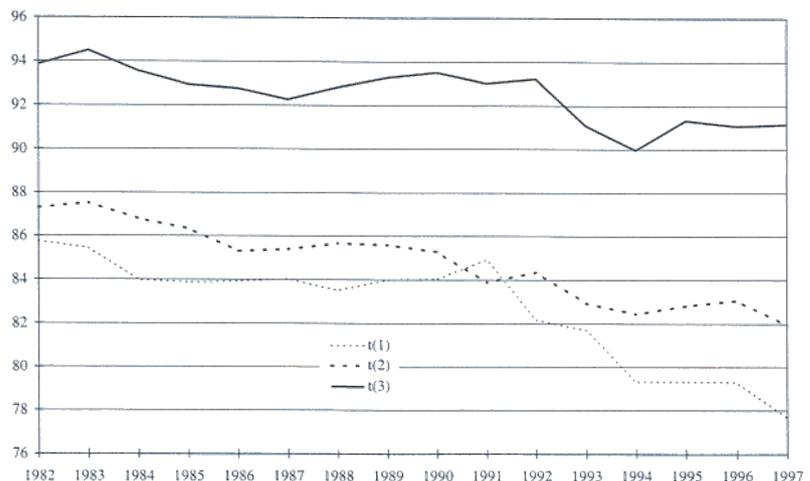
compris entre 3 % et 4 % sur l'ensemble de la période 1982-1997. Autrement dit, le taux relatif d'emploi des femmes seules ne s'est pas détérioré plus rapidement après 1989 parce que leurs caractéristiques relatives ont cessé d'être aussi favorables à l'emploi que par le passé. Il existe donc effectivement une rupture de *trend* inexplicée après 1989 : le ratio $t(1)/t(3)$ inexplicé diminue d'environ 4 % entre 1982 et 1989, puis de près de 15 % entre 1989 et 1996⁽⁴²⁾. Puisque l'essentiel du phénomène inexplicé est dû à la hausse du taux de chômage relatif des femmes seules après 1989, nous avons également effectué les mêmes calculs en excluant les femmes inactives. Les résultats sont similaires : aucune évolution des caractéristiques individuelles ne semble pouvoir expliquer pourquoi le taux de chômage des femmes seules s'est subitement mis à progresser relativement à celui des femmes dont le conjoint est actif occupé après 1989, alors que les deux taux de chômage suivaient des évolutions relativement proches avant 1989. Par exemple, si l'on se restreint aux femmes sans aucun diplôme (autre que le certificat d'études primaires), le taux de chômage des femmes seules est passé de

5,7 % en 1982 à 11,5 % en 1989 à 16,8 % en 1997, alors que celui des femmes dont le conjoint est actif occupé passait de 6,3 % en 1982 à 9,6 % en 1989 et 9,1 % en 1997.

Certes, les caractéristiques observables utilisées sont loin d'être exhaustives (cf. *infra* pour le cas des femmes dont le conjoint est inactif ou chômeur). 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. deuxième et troisième partie). À titre illustratif, notons que le nombre de femmes seules (sans enfant à charge) touchant le RMI était au 31/12/95 d'environ 167 000, soit plus

Graphique 10 : les taux d'emploi des hommes sans enfant à charge en fonction de la configuration familiale, 1982-1997

Taux d'emploi (% d'actifs occupés (au sens du BIT))



Source : enquêtes Emploi, Insee, 1982-1997 (calculs de l'auteur)

Champ : hommes âgés de 25 à 55 ans, sans enfant à charge de moins de 18 ans.

Nombre observé et écart-type moyens : 3800 (0,6%) (cat.1), 2600 (10,7%) (cat.2), 5600 (0,4%) (cat.3).

de 11 % des 1,5 million de femmes seules âgées de 25 à 55 ans (sans enfants à charge) estimées par l'enquête emploi de mars 1997, ce qui correspond à environ 2 fois l'augmentation inexpliquée de leur taux de non-emploi entre 1989 et 1997 (le taux de non-emploi des femmes seules était en 1997 de 21,5 %, contre 16,2 % en 1989). En attribuant l'ensemble de cet effet inexpliqué à la création du RMI, on aboutirait à une élasticité de l'ordre de 0,75, soit une élasticité du même ordre de grandeur que celles que nous avons estimées pour les femmes seules ayant des enfants à charge⁽⁴³⁾.

Nous avons calculé de la même façon les ratios $t(2)/t(3)$ inexpliqués pour les femmes vivant en couple et dont le conjoint est inactif ou chômeur (cf. graphique 9).

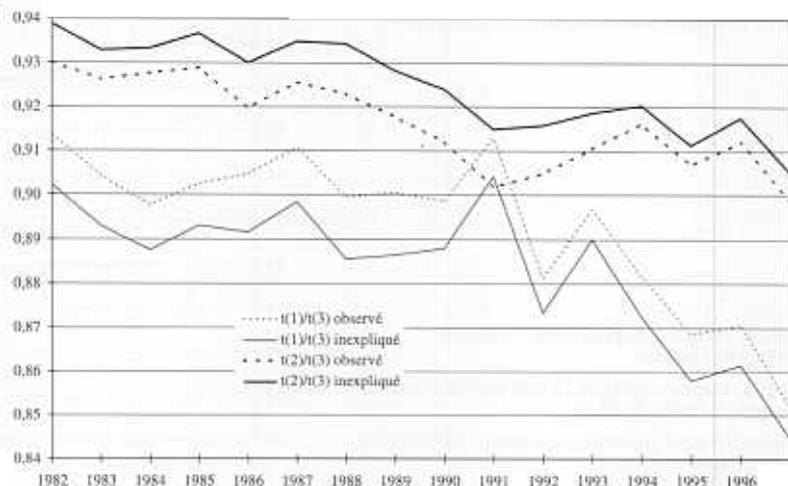
On observe que le ratio entre le taux d'emploi des femmes dont le conjoint est inactif ou chômeur et le taux d'emploi dont le conjoint est actif occupé a été relativement stable sur la période 1982-1997 (les estimations sont plus volatiles, du fait de la taille plus limitée des échantillons utilisés). Le ratio $t(2)/t(3)$ observé a même eu tendance à augmenter légèrement depuis 1992-1993, mais cela semble traduire uniquement le fait que les caractéristiques individuelles des femmes dont le conjoint est inactif ou chômeur se sont améliorées relativement à celles des femmes dont le conjoint est actif occupé : la progression du ratio $t(2)/t(3)$ n'est pas significative, ce dernier passant de 0,76 en moyenne en 1982-1989 à 0,77 en moyenne en 1990-1997 (alors que le ratio observé passe de 0,67 à 0,71). L'explication semble être que la récession de 1992-1993 a conduit à ce qu'un nombre élevé de conjoints de femmes relativement jeunes et diplômées se retrouve au chômage, si bien que le taux d'emploi moyen des femmes dont le conjoint est inactif ou chômeur a augmenté rapidement, sans que cela traduise une amélioration (à caractéristiques données) de la probabilité des femmes dont le conjoint est inactif ou chômeur

d'occuper un emploi (relativement aux femmes dont le conjoint est actif occupé). De plus, le résultat de stabilité du ratio $t(2)/t(3)$ inexpliqué est uniquement dû à l'inclusion des femmes les plus âgées de l'échantillon dont le conjoint est à la retraite (ou en pré-retraite), dont le nombre a fortement progressé, et qui n'ont en général pas droit au RMI. Par exemple, si l'on se restreint aux femmes âgées de moins de 55 ans et dont le conjoint est également âgé de moins de 55 ans, alors on observe que le ratio $t(2)/t(3)$ inexpliqué a baissé de façon significative après 1989⁽⁴⁴⁾. Il est difficile d'aller plus loin dans cette direction, dans la mesure où les enquêtes emploi ne nous permettent pas d'observer les revenus exacts du conjoint (sauf s'il s'agit de salaires ou d'allocations chômage). Quoi qu'il en soit, il est certain que la baisse du ratio $t(2)/t(3)$ inexpliqué est sensiblement moins importante que la baisse du ratio $t(1)/t(3)$ inexpliqué. Une interprétation possible est que les incitations financières au travail jouent un rôle moins important pour les femmes dont le conjoint est inactif ou chômeur que pour les femmes seules, ce qui pourrait expliquer le très faible nombre de couples sans enfant à charge touchant le RMI (environ 36 000 au 31/12/95) comparé au nombre de personnes seules (sans enfant à charge) touchant le RMI (167 000 femmes seules et 316 000 hommes seuls au 31/12/95)⁽⁴⁵⁾. En outre, il faut reconnaître que la relative pauvreté des variables explicatives disponibles rend l'ensemble de ces estimations extrêmement fragiles. Par exemple, le graphique 9 indique qu'une femme dont le conjoint est inactif ou chômeur a en moyenne 26 % moins de chances d'être active occupée qu'une femme dont le conjoint est actif occupé, et que cette inégalité des chances face à l'emploi est encore de 22 % 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

Graphique 11 : les ratios entre le taux d'emploi des hommes seuls et des hommes dont le conjoint est actif occupé, 1982-1997

Source : enquêtes Emploi, Insee, 1982-1997. (calculs de l'auteur)

Champ et nombre d'observations : cf. graphique 10.



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 1997.

Le cas des hommes

Le cas des hommes est très différent de celui des femmes, comme l'indique le graphique 10, qui représente l'évolution des taux d'emploi des hommes âgés de 25 à 55 ans (sans enfant à charge de moins de 18 ans) entre 1982 et 1997, en fonction de leur situation familiale (personnes seules, personnes vivant en couple dont le conjoint est inactif ou chômeur, personnes vivant en couple dont le conjoint est actif occupé).

Tout d'abord, une différence essentielle entre les hommes et les femmes est que les hommes seuls sont toujours ceux qui ont la probabilité la plus faible d'occuper un emploi, alors que les femmes seules sont au contraire celles qui ont le taux d'emploi le plus élevé (cf. graphique 7). Cela montre qu'il existe des réalités sociologiques lourdes faisant que telle ou telle configuration familiale est plus ou moins associée au fait d'occuper un emploi. Ensuite, le graphique 10 montre, que contrairement au cas des femmes, les taux d'emploi des différentes catégories d'hommes ont suivi des évolutions relativement comparables sur la période 1982-1997 : tous les taux d'emploi ont diminué, indépendamment de la configuration familiale. Le taux d'emploi des hommes seuls est passé de 85,8 % en 1982 à 84,0 % en 1989 et 77,7 % en 1997, et celui des hommes dont le conjoint est inactif ou chômeur est passé de 87,3 % en 1982 à 85,6 % en 1989 et 81,9 % en 1997. Dans le même temps, le taux d'emploi des hommes dont le conjoint est actif occupé est passé de 93,9 % en 1982 à 93,3 % en 1989 et 91,2 % en 1997. Ces évolutions des taux d'emploi sont dues pour l'essentiel à la progression des taux de chômage, les taux d'activité étant restés relativement stables : le taux d'activité des hommes seuls est passé de 92,7 % en 1982 à 93,0 % en 1989 et 91,3 % en 1997, alors que celui des hommes dont le conjoint est inactif ou chômeur passait de 91,7 % en 1982 à 91,4 % en 1989 et 91,8 % en 1997, et celui des hommes dont le conjoint est actif occupé de 96,9 % en 1982 à 96,8 % en 1989 et 96,6 % en 1997 (ces variations sont insignifiantes, compte-tenu des écarts-types applicables ; cf. graphique 10). La progression des taux de chômage semble avoir été relativement homothétique : par exemple, le taux de chômage des hommes seuls est passé de 9,7 % en 1989 à 14,9 % en 1997 (soit une progression d'environ 54 %), alors que le taux de chômage des hommes dont le conjoint est actif occupé passait de 3,7 % en 1989 à 5,7 % en 1997 (soit une progression d'environ 55 %).

Nous avons également estimé la même régression *Probit* d'offre de travail que pour les femmes, ce qui nous a permis de calculer les ratios $t(1)/t(3)$ et $t(2)/t(3)$ inexpliqués aux ratios observés (cf. graphique 11).

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. On notera que la particularité des hommes seuls est que, contrairement aux hommes dont le conjoint est inactif ou chômeur, aux femmes seules et aux femmes dont le conjoint est inactif ou chômeur, leur ratio $t(1)/t(3)$ inexpliqué est encore plus éloigné de 1 que leur ratio $t(1)/t(3)$ observé. Autrement dit, sur la base de leurs caractéristiques observables, les hommes seuls devraient être plus souvent employés que les hommes dont le conjoint est actif occupé, 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⁽⁴⁶⁾. Le graphique 11 indique que les ratios $t(1)/t(3)$ et $t(2)/t(3)$ inexpliqués ont eu tendance à baisser légèrement pendant les années quatre-vingt-dix, ce qui serait cohérent avec les nouvelles incitations créées par le RMI. Ces variations sont cependant d'une ampleur extrêmement limitée : le ratio $t(1)/t(3)$ inexpliqué passe d'une valeur moyenne de 0,89 pour les années 1982-1989 à une valeur moyenne de 0,87 pour les années 1990-1997, alors que le ratio $t(2)/t(3)$ passe de 0,93 en 1982-1989 à 0,92 en 1990-1997, soit des diminutions inférieures à 2 %. En comparant les années 1990 et 1997 (c'est-à-dire en prenant les deux points extrêmes), on constaterait que le ratio $t(1)/t(3)$ inexpliqué a baissé d'à peine 5 %. En supposant que le ratio $t(1)/t(3)$ inexpliqué aurait conservé en 1997 sa valeur de 1990 en l'absence du RMI (ce qui est une hypothèse identificatrice extrêmement fragile), on aboutirait à une estimation maximale de l'effet du RMI sur le taux d'emploi des hommes seuls de l'ordre de 3-4 points (le taux d'emploi des hommes seuls aurait alors baissé de 84,0 % en 1989 à 81,1-81,2 % en 1997 au lieu des 77,7 % observés), soit un effet (et donc une élasticité) près de deux fois inférieur à celui que nous avons identifié (de façon nettement plus robuste) pour les femmes seules.

Ces résultats peuvent sembler relativement surprenants, 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 316 000 au 31/12/95, soit plus de 18 % des 1,8 millions d'hommes seuls âgés de 25 à 55 ans, et près de 2 fois plus que le nombre de femmes seules (sans enfants à charge) touchant le RMI⁽⁴⁷⁾. Mais le fait important 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 d'emploi des hommes seuls a baissé après 1989 dans les mêmes proportions que celui des autres hommes (en première approximation), contrairement au taux d'emploi des femmes seules (avec ou sans enfants à charge), qui a beaucoup baissé après 1989 relativement à celui des autres femmes. Il semblerait donc que le problème de la trappe à pauvreté éventuellement créée par les minimas sociaux concerne d'avantage les femmes que les hommes⁽⁴⁸⁾.

Conclusions et perspectives

Les résultats obtenus dans cette étude conduisent à des conclusions nuancées. Le fait que le taux d'emploi des hommes seuls, population essentielle dans la mesure où ils forment les plus gros bataillons du RMI, ne semble pas être affecté de façon décisive par les incitations financières au travail, tend à confirmer l'intuition commune selon laquelle le problème de l'emploi en France est d'avantage un problème de demande insuffisante de travail de la part des entreprises qu'un problème d'incitations au travail et d'offre insuffisante au travail de la part des travailleurs sans emploi. Si tel est le cas, alors il est légitime de se concentrer sur les dispositifs visant à accroître la demande de travail (telles que les baisses de cotisations patronales pour les emplois peu qualifiés), et d'agir à la marge sur les dispositifs d'intéressement à la sortie du RMI ou des allocations chômage et en "fluidifiant" l'ensemble de ces transitions (de façon à éviter les situations les plus criantes de pénalisation de la reprise d'activité et de l'expérimentation professionnelle), plutôt que de se lancer dans des mesures générales visant à rendre les emplois à bas salaires financièrement plus attractifs pour les salariés (telles que des baisses de cotisations salariales au niveau du Smic ou un système d'impôt négatif de type *EITC*).

En même temps, nos résultats indiquent que les effets d'offre de travail sont importants pour plusieurs sous-populations, et en particulier qu'il est relativement facile de "renvoyer les femmes à la maison" (ou, inversement, de les inciter à chercher et à trouver un emploi) en leur offrant des allocations à cet effet. Les élasticités comprises entre 0,6 et 1 obtenues pour les mères de jeunes enfants, et de façon plus incertaines pour l'ensemble des femmes (avec ou sans enfant à charge), confirment également ce que toutes les recherches économétriques sur l'offre de travail ont toujours trouvé, à savoir que les élasticités de l'offre de travail des personnes se trouvant à la marge entre le non-emploi et l'emploi à bas salaire peuvent prendre

des valeurs extrêmement élevées, surtout si on les compare aux élasticités voisines de 0-0,1 généralement estimées pour les personnes ayant déjà un emploi stable⁽⁴⁹⁾. Compte-tenu du fait que toutes les estimations économétriques de l'élasticité de la demande de travail aboutissent également à la conclusion que la demande de travail peu qualifié est sensiblement plus élastique que le demande de travail qualifié⁽⁵⁰⁾, ces résultats indiquent donc que les baisses de prélèvements pesant sur les bas salaires (qu'il s'agisse de baisses bénéficiant aux employeurs ou au salariés) sont susceptibles d'avoir des effets sur le niveau d'emploi autrement plus importants que les baisses de prélèvements pesant sur les revenus plus élevés (telles que les baisses d'impôt sur le revenu).

En conclusion, nous insistons sur la fragilité de nos résultats empiriques et la nécessité d'engager d'autres recherches sur ces questions. En particulier, l'extension de l'APE de 1994 est la seule quasi-"expérience naturelle" que nous avons à notre disposition, et il n'est donc pas exclu qu'il soit possible d'estimer de façon robuste des élasticités du même ordre pour les autres populations (y compris les hommes) si nous disposions en France de véritables expériences naturelles les concernant, telles que le *Self-Sufficiency Project* canadien. En attendant, il est sans doute possible d'obtenir des estimations plus précises de ces élasticités comportementales à partir du même type de données et de méthodologie que celles que nous avons employées. Tout d'abord, plusieurs questions essentielles concernant les effets de l'APE (effets à long-terme sur l'emploi, sur la natalité,...) restent ouvertes, et il faudra attendre quelques années supplémentaires d'enquêtes emploi pour pouvoir y répondre (cf. deuxième partie). Ensuite, il serait intéressant d'utiliser les multiples réformes du système d'indemnisation du chômage (et en particulier la réforme de 1992) comme des expériences naturelles afin d'estimer l'impact sur les probabilités de transitions des chômeurs, des actifs occupés et des inactifs. Une telle estimation serait fortement compliquée par la complexité, la multiplicité et la proximité dans le temps des modifications, mais une analyse extrêmement fine des transitions au niveau *infra*-annuel (en utilisant les variables *fi* rétrospectives au niveau mensuel, ce que nous n'avons pas fait dans cette étude) devrait permettre d'identifier des phénomènes intéressants.

Notes

- (1) Cf. par exemple Vanlenrenberghe et Sauvage (1992, p.7).
- (2) L'*EITC* est un puissant 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 9 600 dollars/an un transfert égal à 40 % de ce revenu salarial (sous la forme d'un crédit d'impôt remboursable) ; ce crédit d'impôt décline ensuite au taux de 20 % pour les revenus salariaux supérieurs à 9 600 dollars.
- (3) En particulier, le *Self-Sufficiency Project* canadien met en jeu des sommes beaucoup plus importantes et un bien meilleur suivi des populations concernées que les multiples expériences d'impôt négatif menées aux États-Unis depuis le début des années soixante-dix. La 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 États américains au cours des dix dernières années, notamment dans le cas d'États proches modifiant leur législation à différents moments dans le temps (comme le New Jersey et l'État 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).
- (4) Un 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 est par contre toujours relativement élevée pour les populations concernées par ces transitions (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).
- (5) Cf. 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. Les graphiques 1 et 3 (cf. *infra*) semblent cependant indiquer que la création de l'APE en 1985-1987 a bloqué la progression des taux d'emploi et d'activité des mères de 3 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans), surtout si on la compare à la progression très rapide des taux d'emploi et d'activité des mères de 3 enfants (tous âgés de plus de 3 ans) pendant la même période (cf. graphique 2 et 4 *infra*). L'effet semble néanmoins moins important que pour les mères de 2 enfants (cf. *infra*), ce qui pourrait s'expliquer par le fait que les rares mères de 3 enfants qui travaillent sont particulièrement attachées à leur emploi.
- (6) Cf. CNAF (1994 ; II-1985), CNAF (1995b ; II-1973) et CNAF (1996 ; II-1971). Il s'agit du nombre d'APE versées par les CAF. Si l'on prenait en compte les APE versées par les régimes spéciaux, alors il faudrait relever ces chiffres d'environ 10 % (cf. Afsa, 1998), qui indique que le nombre total d'APE au 31/12/96 (CAF et régimes spéciaux confondus) était d'environ 270 000, et non 240 000.
- (7) Cf. annexe 1, tableau A4. Les femmes ayant 2 enfants à charge dont au moins 1 de moins de 3 ans représentaient en 1997 environ 5 % du total des 10 millions de femmes de moins de 55 ans vivant en couple, soit environ 500 000 femmes. Ce chiffre est une sous-évaluation, car l'âge des enfants est mesuré dans l'enquête emploi au 31/12 de l'année de l'enquête : il s'agit donc des femmes dont le second enfant est né en 1995, 1996 et entre janvier et mars 1997, c'est-à-dire les femmes dont le second enfant a moins de 26 mois. En utilisant l'information sur le mois de naissance de l'enfant, on aboutit à un total d'environ 690 000 femmes dont le second enfant à moins de 36 mois (ce qui correspond bien à 36/26ème de 500 000). Le nombre de mères isolées ayant 2 enfants à charge dont 1 de moins de 3 ans est négligeable (environ 30 000 en mars 1997).
- (8) Cf. CNAF (1996 ; II-1967, II-1970, IV-5). En pratique cependant, il semblerait qu'un petit nombre de mères isolées aient touché l'APE (cf. CNAF (1996 ; II-1971)).
- (9) Dans la version précédente de cette étude, nous mesurions l'emploi uniquement à l'aide de la question générale sur l'occupation professionnelle ($\bar{f} = 1$) (et nous ne distinguions pas le chômage de l'inactivité). Tous les résultats sur les taux d'emploi étaient cependant quantitativement et qualitativement similaires à ceux obtenus ici, ce qui montre que les conclusions obtenues sont relativement robustes et ne dépendent pas de la définition exacte de l'emploi.
- (10) L'écart-type de 1,2 % pour le taux d'emploi des mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) signifie que le véritable taux d'emploi a 95 % de chances d'être compris entre 56,2 % et 61 % en mars 1994 (58,6 +/- 2,4) et entre 45 % et 49,8 % en mars 1997 (47,4 +/- 2,4). Les "écarts-types moyens" ont été calculés à partir du nombre d'observations annuelles moyen et du taux d'emploi moyen sur la période 1982-1997, en appliquant le théorème central-limite (l'écart-type de l'estimateur est asymptotiquement égal à $\sigma_e / n^{1/2}$ où σ_e est l'écart-type de la distribution empirique (soit $(x(1-x))^{1/2}$, où x est le taux d'emploi) et n la taille de l'échantillon). Compte-tenu du fait que la taille des échantillons est approximativement constante sur l'ensemble de la période 1982-1997 (cf. annexe 1), les écarts-types calculés séparément pour chaque année seraient peut-être différents de ces "écarts-types moyens".
- (11) Comparé au taux de mars 1994, la chute du taux d'emploi des mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) est de 3,0 points en mars 1995, 9,3 points en mars 1996, et 11,2 points en mars 1997. Le nombre de mois de naissance permettant d'être éligibles à l'APE est de 5 mois en mars 1995 (compte-tenu du fait que les femmes attendent généralement la fin de leur congé maternité de 3 mois ; cf. *infra*), de 17 mois en mars 1996 et de 23 mois en mars 1997. Le ratio entre la chute du taux d'emploi et le nombre de mois de naissance est donc compris entre 0,5 et 0,6 pour les 3 années 1995, 1996, 1997 (une même proportionnalité s'observerait pour la chute du taux d'activité).

(12) Le nombre d'allocataires de l'APE de rang 2 à plein taux est passé de 0 au 31/12/93 à 15 000 au 31/12/94, 99 000 au 31/12/95, 184 000 au 31/12/96 et 222 000 au 31/12/97. Le nombre de mois de naissance pouvant donner droit à l'APE de rang 2 est passé de 3 mois au 31/12/94 (en excluant les mois du congé maternité) à 15 mois au 31/12/95, 27 mois au 31/12/96 et 33 mois au 31/12/97. Le nombre d'allocataires par mois de naissance est donc passé de 4 900 au 31/12/94 à 6 600 au 31/12/95, 6 800 au 31/12/96 et 6 700 au 31/12/97. Autrement dit, le taux de participation à l'APE semble s'être définitivement stabilisé dès l'année 1995.

(13) Les variables utilisées sont les variables *naia* et *naim* du fichier au niveau enfant. De même que pour les graphiques 1 à 4, il s'agit toujours des femmes conjointes âgées de moins de 55 ans.

(14) Pour l'instant, les effets de l'APE sur les taux globaux d'emploi et d'activité des femmes ont été d'une ampleur limitée (bien que non totalement négligeable), compte-tenu du fait que les mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) représentent à peine 7 % du total des femmes conjointes (cf. *infra* pour une estimation).

(15) Cf. Calot et Sardon (1997). Pendant les années quatre-vingt, plusieurs modifications successives de la législation sur le congé parental ont fortement incité les ménages suédois à avancer dans le temps leurs naissances de rang 2 (la principale modification était que l'allocation du second congé parental allait désormais être calculée sur la base du salaire précédent la naissance du 1^{er} enfant au cas où la seconde naissance serait suffisamment rapprochée de la première naissance). Les effets ont été spectaculaires : l'indicateur conjoncturel de fécondité (nombre de naissance pour 100 femmes) est passé de 1,6 en 1984 à 2,1 en 1990. Ces chiffres ont souvent été cités comme la marque d'un nouveau "modèle suédois" et la preuve qu'il était possible de relancer la natalité grâce à une politique familiale généreuse. Mais Calot et Sardon montrent de façon convaincante que si l'on étudie en détail l'évolution de la natalité en fonction de l'âge des parents et du rang de naissance, on constate que cette hausse est due pour l'essentiel à un phénomène d'anticipation des naissances de rang 2, et non à une hausse structurelle et permanente du nombre de naissances de rang 2 : l'indicateur conjoncturel de fécondité a retrouvé dès 1996 son niveau de 1984, soit 1,6...

(16) En utilisant le fichier des allocataires de la CNAF, Afssa (1996, p.2) montre que le taux de couverture de l'APE est de seulement 5 % quand le benjamin est âgé de 1 ou 2 mois, avant de passer à 15 % à l'âge de 3 mois et de stabiliser autour de 35 % à partir de 4 mois.

(17) La variable *edu* a été construite à partir de la variable *dieg* : *edu* = 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 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).

(18) *tur5* = 1 pour les personnes résidant dans une commune rurale, *tur5* = 1 pour les unités urbaines de moins de 20 000 habitants, *tur5* = 2 pour les unités urbaines de 20 000 à 200 000 habitants, *tur5* = 3 pour les unités urbaines de plus de 200 000 habitants (sauf agglomération parisienne), *tur5* = 5 pour l'agglomération parisienne.

(19) Cf. Eissa et Liebman (1996 ; p.619-629) pour un exemple d'application de cette méthodologie à l'expérience naturelle constituée par l'extension de l'EITC.

(20) Rappelons en effet que le modèle *Probit* estime une équation du type :

$Proba (Y = 1) = F(a + b_1 X_1 + \dots + b_n X_n)$, où Y est la variable dépendante (ici égale à *pao*), X_1, \dots, X_n sont les variables explicatives, et $F(\cdot)$ 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, $F(\cdot)$ est la transformation logistique c'est-à-dire $F(z) = \exp(z) / (1 + \exp(z))$). Les coefficients mentionnés sur le tableau 3 sont les coefficients b_1, \dots, 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 1 ont été estimés en se plaçant au taux d'emploi moyen des *treat* = 0, *enf18* = et *enf3* = 1)⁽²¹⁾.

(21) Par contre, le chiffre avancé par Afssa (1998) de "200 000 à 250 000 retraits du marché du travail provoqués par l'extension de l'APE" résulte manifestement d'une erreur de calcul (ce qui nous a été confirmé par l'auteur) : avec un effet incitatif de l'ordre de 60 % et un nombre total d'APE de rang 2 à taux plein de l'ordre de 220 000, le nombre de retraits du marché du travail provoqués par l'APE ne peut guère excéder 130-140 000. Des estimations préliminaires comparables de l'effet d'aubaine (entre 40 et 60 %) pour l'APE de rang 2 avaient également été obtenus à partir des enquêtes emploi (cf. Rignols, 1996, dont les estimations des effets en termes de natalité semblent cependant très prématurés ; cf. *supra*).

(22) Nous utilisons ici la même notion d'élasticité de l'offre de travail e_0 que dans le modèle discret introduit dans Piketty (1997a) (cf. l'annexe 2 de la présente étude pour une présentation simplifiée) : e_0 mesure de combien de % le nombre de personnes sans emploi diminue quand l'écart de revenu disponible entre le non-emploi et l'emploi augmente de 1 % (et, inversement, de combien de % le nombre de personnes sans emploi augmente quand l'écart de revenu disponible diminue, les deux effets étant supposés symétriques).

(23) Ces chiffres ont été obtenus de la façon suivante : notons p_{11}^{97} et p_{11}^{94} les taux de transitions de l'emploi vers l'emploi observés en 1996-1997 et 1993-1994 et p_{01}^{97} et p_{01}^{94} les taux de transition du non-emploi vers l'emploi ; notons t_{fi}^{97} et t_{fip}^{97} le taux d'emploi de 1997 ($fi = 1$) pour les mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) de mars 1997 et le taux d'emploi de 1996 ($fip = 1$) pour ces mêmes personnes (par définition, $t_{fi}^{97} = p_{11}^{97} t_{fip}^{97} + p_{01}^{97} (1 - t_{fip}^{97})$) ; la part de la baisse du taux d'emploi attribuable à la baisse du taux de transition de l'emploi vers l'emploi (ici 65,2 %) est définie par le ratio $(p_{11}^{94} t_{fip}^{97} + p_{01}^{97} (1 - t_{fip}^{97}) - t_{fi}^{97}) / (p_{11}^{94} t_{fip}^{97} + p_{01}^{94} (1 - t_{fip}^{97}) - t_{fi}^{97})$, et la part attribuable à la baisse du taux de transition du non-emploi vers l'emploi (ici 34,8 %) par le ratio $(p_{11}^{97} t_{fip}^{97} + p_{01}^{94} (1 - t_{fip}^{97}) - t_{fi}^{97}) / (p_{11}^{94} t_{fip}^{97} + p_{01}^{94} (1 - t_{fip}^{97}) - t_{fi}^{97})$.

(24) Tout dépend comment l'on choisit d'exprimer les élasticités. En proportion du taux de transition initiale, la baisse du taux de transition de l'emploi vers l'emploi (9,4 points de chute pour une base de 89,0) a été plus faible que la baisse du taux de transition du non-emploi vers l'emploi (6,3 points de chute pour une base de 13,8 points). Mais en proportion du stock de personnes sans emploi, la première baisse a été plus importante que la seconde.

(25) En utilisant le fichier des allocataires de la CNAF, Afsa (1996) observe qu'une forte proportion des allocataires de l'APE percevaient des allocations chômage durant l'année précédant la naissance du second enfant. Cependant, ces données ne permettent pas d'estimer les variations des taux de transitions de l'inactivité ou du chômage vers l'emploi, dans la mesure où Afsa observe uniquement la nature des revenus perçus par les nouveaux allocataires durant l'année précédant la seconde naissance, alors que nous observons la situation professionnelle exacte en mars de chaque année, ce qui illustre la complémentarité de ces deux types de données (cf. annexe 1).

(26) La variable utilisée pour le salaire est la variable *salred*, c'est-à-dire la variable de salaire redressée des non-réponses par l'Insee.

(27) Notons cependant que la proportion d'APE à mi-taux dans le total des APE de rang 2 a eu tendance à progresser depuis 1995 : cette proportion est passée de 9,1 % au 31/12/94 à 19,8 % au 31/12/95, 24,0 % au 31/12/96 et 27,0 % au 31/12/97.

(28) Cf. CNAF(1996 ; II-69 et IV-5).

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

(30) La 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.

(31) Le plafond de ressources du Complément Familial a une pertinence limitée pour les populations qui nous intéressent ici qui ont très peu de chances d'avoir des revenus d'activité supérieurs à ce plafond (environ 150 000 francs de revenu imposable annuel, soit environ 17 400 francs de revenu mensuel net).

(32) Au 31/12/95, le RMI moyen effectivement perçu était de 1 955 francs pour les femmes seules avec 1 personne à charge et de 1 599 francs pour les femmes seules avec 3 personnes à charge (cf. CNAF(1996 ; IV-10)). Le fait que les RMI effectivement versés par les CAF soient sensiblement inférieurs aux RMI nets théoriques (cf. tableau 1) 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.).

(33) Au 31/12/95, le RMI moyen effectivement perçu par les couples avec 1 personne à charge était de 2 101F, contre 2 034 francs 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 1). 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.

(34) Cette 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. La différence importante est que l'APE exige l'existence d'une activité professionnelle antérieure.

(35) La loi créant le RMI datant de décembre 1988, nous avons fait l'hypothèse que les effets éventuels ne se faisaient pas encore sentir en mars 1989 ; les résultats seraient peu différents si nous avions choisi de comparer la période 1982-1988 à la période 1989-1997.

(36) Il est cependant 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 3^{ème} anniversaire de leur jeune enfant par le RMI).

(37) Cf. par exemple Eissa et Liebman (1996) pour une mesure de la cyclicalité des taux d'emploi des parents isolés aux États-Unis.

(38) Le salaire médian des parents isolés ayant 3 enfants à charge (dont aucun de moins de 3 ans) étant de l'ordre de 6 500 francs (variable *salred*), l'écart de revenu disponible est d'environ 3 500 francs avec un transfert de 3 000 francs et d'environ 4 500 francs avec un transfert de 2 000 francs.

(39) Nous avons également effectué l'ensemble de ces calculs en restreignant la catégorie 3 aux conjoints d'actifs occupés dont le revenu d'activité est supérieur au niveau du RMI, sans que cela modifie sensiblement les résultats.

(40) Selon Clark (1998), la perte totale de bien-être due au chômage serait inférieure lorsque ce dernier est concentré dans les mêmes ménages (d'après les données du *British Household Panel Survey*, une personne souffrirait moins de la perte de son emploi quand d'autres personnes de son entourage proche sont également au chômage...). Mais il est difficile de faire l'impasse sur les conséquences distributives de cette polarisation du non-emploi au sein des mêmes ménages.

(41) Pour observer une baisse du taux d'emploi moyen sur la période 1982-1997, il faudrait inclure les moins de 25 ans et/ou les plus de 55 ans : par exemple, le taux d'emploi moyen des 20-60 ans (quelle que soit la position dans le ménage, et hommes et femmes confondus) est passé de 71,6 % en 1982 à 68,8 % en 1997 (celui des femmes passant de 57,4 % en 1982 à 60,4 % en 1997, et celui des hommes de 85,9 % à 77,3 %).

(42) La rupture serait plus spectaculaire si l'on se plaçait en termes de ratio de taux de non-emploi, ce qui est peut-être plus justifié : le ratio $(1 - t(1))/(1 - t(3))$ inexplicé est passé de 0,54 en 1982 à 0,60 en 1989 (soit une hausse d'environ 10 %), puis de 0,60 en 1989 à 0,93 en 1997 (soit une hausse de plus de 50 %).

(43) Si le ratio $t(1)/t(3)$ inexplicé avait suivi le même *trend* sur la période 1989-1997 que sur la période 1982-1989, on aurait dû observer un $t(1)/t(3)$ inexplicé de 1,13 en 1997 (et non de 1,02), et donc un $t(1)$ de 84,8 %, au lieu des 78,5 % effectivement observés. Les 6,3 points de différence représentent une augmentation d'environ 30 % 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 5 000 francs à 3 000F, soit une diminution de 40 % et une élasticité e d'environ 0,75 (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 élasticité).

(44) Cf. Piketty (1997b, p.20). En regroupant toutes les années de 1982 à 1989, on trouve un ratio $(1 - \tau(2)) / (1 - \tau(3))$ inexplicable 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 %.

(45) Cf. CNAF (1996, p.IV-8).

(46) Notons cependant que cette supériorité des caractéristiques observables des hommes seuls a eu tendance à se réduire au cours du temps (cf. graphique 11). 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 $\tau(1) / \tau(3)$ inexplicable passe au-dessus du ratio $\tau(1) / \tau(3)$ observé dans les années quatre-vingt-dix.

(47) Ce taux de 18 % est cependant artificiel dans la mesure où de nombreux hommes seuls allocataires du RMI vivent sans domicile fixe, et ne sont donc pas sondés par l'enquête emploi, ce qui montre les limites de ce type de données (cf. annexe 1). Pour ce qui est des allocataires du RMI vivant chez leurs parents, nous avons effectué les mêmes calculs en incluant tous les hommes de 25 à 55 ans vivant chez leurs parents (en supposant qu'il s'agit de personnes seules au sens du RMI), et nous retrouvons la même conclusion que le taux d'emploi des hommes seuls n'a pas baissé sensiblement plus vite que celui des hommes dont le conjoint est actif occupé.

(48) Le nombre total de femmes seules (avec ou sans enfants à charge) touchant le RMI ou l'API était au 31/12/95 de 473 000 (328 500 pour le RMI et 144 500 pour l'API), soit un chiffre nettement supérieur au nombre total d'hommes seuls (avec ou sans enfants à charge) touchant le RMI ou l'API au 31/12/95, soit 330 000 (328 000 pour le RMI et 2 000 pour l'API) (cf. CNAF(1996 ; II-68 et IV-8)).

(49) Cf. les références données en introduction et en particulier Blundell (1995, pp.58-61).

(50) Cf. le *survey* de Hamermesh (1993). Dans Piketty (1997c), nous montrons que le déficit français en emploi vis-à-vis des États-Unis se concentre dans des secteurs intensifs en emplois à bas salaire (commerce de détail, hôtellerie-restauration, etc.), alors que l'écart est négligeable dans les secteurs intensifs en travail qualifié (comme les services aux entreprises), ce qui tendrait à confirmer le fait que des prélèvements élevés ont un coût en termes d'emplois qui est nettement plus élevé pour les emplois peu qualifiés que pour les emplois qualifiés (vraisemblablement du fait d'élasticités supérieures).

(51) La question sur le RMI (variable *vb15*) n'apparaît en effet que dans la partie B du questionnaire, qui n'est posée qu'aux chômeurs déclarés et aux personnes cherchant un emploi ou

souhaitant travailler, ce qui exclut un grand nombre d'inactifs, qui en pratique peuvent toucher le RMI. En outre, la question ne précise pas si le RMI est touché à titre individuel ou au titre de l'ensemble du ménage. Lors de l'enquête emploi de mars 1997, environ 540 000 personnes déclaraient toucher le RMI, alors que le nombre de ménages percevant le RMI en métropole était de l'ordre de 900 000. En outre, de nombreux ménages "percevant le RMI" touchent en fait un très faible montant au titre de l'allocation différentielle du RMI (près de 20 % touchent moins de 1 000 francs par mois d'après les statistiques de la CNAF), et il est possible que de tels ménages ne se ressentent pas comme "RMIstes" et ne le déclarent pas lors des enquêtes emploi.

(52) Ces chiffres, recalculés à partir des données individuelles, coïncident à l'unité près avec les chiffres mentionnés dans les tableaux M01 et M02 des publications annuelles de l'Insee consacrées aux enquêtes emploi pour la série 1990-1997 (cf. références *infra*). Par contre, les chiffres du tableau A1 sont légèrement différents des chiffres des publications Insee pour les années 1982-1989, car ces dernières se fondaient uniquement sur les pondérations courantes, alors que nous avons utilisé les pondérations recalculées à partir des résultats du recensement de 1990 (cf. *supra*) ; en outre, les tableaux M01-M02 des publications Insee pour les années 1982-1989 excluaient les militaires du contingent des actifs occupés, alors que la définition du BIT les inclut explicitement, et que nous les incluons également pour toute la période 1982-1997 (cf. *infra*).

(53) À l'exception de la deuxième partie, tableau 2.

(54) Plus précisément, une personne est définie comme "actif occupé" si $act5 = 1$ ou $act5 = 2$ ($actbit1 = 1$ ou $actbit1 = 5$ pour la série 1982-1989), comme "chômeur" si $act5 = 3$ ou $act5 = 4$ ($actbit1 = 2$ ou $actbit1 = 3$ pour la série 1982-1989), comme un "inactif" si $act5 = 5$ ($actbit1 = 4$ ou $actbit1 = 6$ ou $actbit1 = 7$ pour la série 1982-1989). Les variables $act5$ et $actbit1$ sont des variables reconstruites par l'Insee à partir des réponses des personnes sondées aux différentes parties du questionnaire de l'enquête emploi, et le calcul exact peut être retrouvé à l'unité près à partir des variables fi , am , ohm , etc.

(55) Plus précisément, les personnes vivant en couple sont définies comme la somme des personnes de référence ($lprm = 1$) qui ont un conjoint ($lprm = 2$) dans leur ménage et des conjoints ($lprm = 2$) ; les personnes seules sont définies comme l'ensemble des personnes de référence ($lprm = 1$) qui n'ont pas de conjoint ($lprm = 2$) dans leur ménage ; les "autres" sont définis comme l'ensemble des personnes qui ne sont ni personne de référence ni conjoint de leur ménage ($lprm > = 3$). Cette définition implique par exemple que certaines personnes classées comme "personnes seules" appartiennent à des ménages complexes comprenant des amis, des parents, etc. (même si le nombre de tels ménages est relativement faible).

(56) Nous supposons implicitement que pour augmenter le salaire net de $d y_1$, il suffit d'augmenter le coût du travail de $d w_1 = d y_1$. La prise en compte du taux marginal d'imposition sur les salaires (cotisations sociales, etc.) conduirait à modifier légèrement les calculs (cf. Piketty, 1997a) pour une analyse complète).

Bibliographie

- Afsa C. (1996).** "L'activité féminine à l'épreuve de l'allocation parentale d'éducation", *Recherches et Prévisions* (CNAF) 46, pp. 1-8.
- Afsa C. (1998).** "L'allocation parentale d'éducation : entre politique familiale et politique de l'emploi", *Insee-Première*, n° 569, février.
- 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 Magnac T. (1990).** "Labor Supply and Taxation in France", *Journal of Human Resources*, vol. 25, pp. 358-389.
- Calot G. et Sardon J.P. (1997).** "Etonnante fécondité suédoise", *Futuribles*, pp. 5-14, février.
- Card D. et Krueger A. (1995).** *Myth and Measurement. The New Economics of the Minimum Wage*, Princeton University Press.
- Card D. et Robbins P. (1996).** "Do Financial Incentives Encourage Welfare Recipients to Work? Early Findings from the Self-Sufficiency Project", *mimeo*, Princeton.
- Clark A. (1998).** "The Positive Externalities of Higher Unemployment: Evidence from Household Data", *mimeo*, LEO-CRESEP, université d'Orléans.
- CNAF (différentes années).** *Statistiques CAF et tous régimes* (Caisse Nationale des Allocations Familiales).
- Eissa N. et Liebman J. (1996).** "Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 111, pp. 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*, vol. 103, pp. 551-572.
- Hammermesh D. (1993).** *Labor Demand*, Princeton University Press.
- Joint-Lambert M.T. (1998).** *Rapport de mission sur les problèmes soulevés par les mouvements de chômeurs en France fin 1997-début 1998*, la Documentation Française.
- 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*, (Observatoire de l'Action Sociale Décentralisés).
- Piketty T. (1997a).** "La redistribution fiscale face au chômage", *Revue Française d'Économie*, vol. 12, n°1, pp. 157-201.
- Piketty T. (1997b).** "L'élasticité de la transition non-emploi - emploi : une estimation pour le cas français", *document de travail Cepremap* n°97-08.
- Piketty T. (1997c).** "Les créations d'emplois en France et aux États-Unis : "services de proximité" contre "petits boulots" ?", *notes de la Fondation Saint-Simon*, n° 93 (décembre 1997), et *Revue de la CFDT*, n° 4, novembre.
- Rignols E. (1996).** "Incitation à l'interruption de l'activité professionnelle : effets en termes d'emploi et de natalité", *Économie et Prévision*, n° 122, pp. 59-68.
- Slemrod J. (1995).** "Income Creation or Income Shifting? Behavioral Responses to the Tax Reform Act of 1986", *American Economic Review*, vol. 85-2, pp. 175-180.
- Vanlerenberghe P. et Sauvage P. (1992).** "Présentation générale du numéro spécial sur le RMI", *Économie et Statistiques*, n° 252, pp. 3-8.

Annexe 1 : les données utilisées

L'ensemble de cette étude repose sur l'utilisation des données individuelles issues des "Enquêtes sur l'Emploi" conduites chaque année au mois de mars par l'Insee. Chaque année, un échantillon d'environ 150 000 personnes est sondé, représentatif de l'ensemble des personnes âgées de 15 ans ou plus au 31/12 de l'année de l'enquête et résidant dans des ménages ordinaires de France métropolitaine (pour les personnes âgées de moins de 15 ans, nous disposons uniquement de renseignements élémentaires comme leurs mois et année de naissance). L'échantillon est renouvelé par tiers tous les ans, si bien que chaque individu est sondé pendant trois années consécutives. L'échantillon de logements est tiré du dernier recensement en date et complété par un échantillon de logements neufs construits depuis le dernier recensement, si bien que chaque recensement marque le début d'une nouvelle série d'enquêtes emploi. Après redressement des non-réponses, l'Insee attribue une pondération à chaque individu, de façon à caler l'enquête sur la population totale et la structure par âge à la date de l'enquête, information issue du dernier recensement (actualisé à partir des statistiques de l'état civil) et considérée comme certaine (pour une présentation détaillée de la méthodologie des enquêtes emploi, cf. *infra* les références des publications Insee correspondantes).

Nous avons utilisé pour cette étude les séries d'enquêtes emploi issues des recensements de 1982 (série 1982-1989) et 1990 (série 1990-1997), soit au total 16 enquêtes annuelles. L'Insee ayant recalculé les pondérations individuelles de la série 1982-1989 à la lumière des résultats du recensement de 1990, nous avons utilisé pour l'ensemble de nos calculs (tabulations, régressions, etc...) ces pondérations recalculées (variable *extr90*), afin d'éviter toute discontinuité en 1990. Pour la série 1990-1997, nous avons utilisé les pondérations courantes (variable *extri*), qui sont susceptibles d'être légèrement modifiées à la lumière des résultats du prochain recensement. Tous les calculs (tabulations, régressions, etc.) ont été effectués à l'aide du logiciel Stata 5.0 pour Windows 95.

Le fait que seuls les ménages ordinaires soient sondés par les enquêtes emploi présente un inconvénient évident lorsque l'on s'intéresse aux populations susceptibles de percevoir des minimas sociaux. En effet, le champ des ménages ordinaires exclut notamment les personnes sans domicile fixe (à moins qu'elles soient rattachées à un ménage ordinaire), ce qui explique en partie pourquoi le nombre de personnes déclarant percevoir le RMI dans les enquêtes emploi est sensiblement moins élevé que le nombre de RMI effectivement versées par les CAF (l'autre raison importante étant que la question sur le

Tableau A1 : les enquêtes emploi de 1982 à 1997

	Emploi	Chômage	Inactivité	Taux chômage	Pop.(15+)	N.observ	Taux sondage
1982	21 972	1 848	18 167	7,8	41 987	134 430	312
1983	2 1942	1 915	18 561	8,0	42 419	134 934	314
1984	21 690	2 267	18 806	9,5	42 763	135 030	317
1985	21 661	2 456	18 997	10,2	43 114	134 750	320
1986	21 871	2 470	19 178	10,1	43 519	135 669	321
1987	21 786	2 595	19 498	10,6	43 879	136 614	321
1988	21 919	2 462	19 881	10,1	44 263	137 448	322
1989	22 219	2 341	20 024	9,5	44 584	137 149	325
1990	22 322	2 254	20 309	9,2	44 886	136 282	329
1991	22 377	2 228	20 509	9,1	45 114	137 298	329
1992	22 330	2 496	20 610	10,1	45 435	141 053	322
1993	22 197	2 781	20 749	11,1	45 728	146 803	311
1994	22 022	3 115	20 971	12,4	46 108	151 590	304
1995	22 344	2 935	21 109	11,6	46 388	151 146	307
1996	22 492	3 099	21 088	12,1	46 679	150 365	310
1997	22 430	3 152	21 420	12,3	47 002	148 891	316

Source : enquêtes Emploi, Insee, 1982-1997 (calculs de l'auteur).

Champ : ensemble des personnes sondées par les enquêtes emploi (population totale âgée de plus de 15 ans au 31/12 de l'année de l'enquête et résidant dans un ménage ordinaire de France métropolitaine).

Lecture : emploi = nombre d'actifs occupés au sens du BIT, en milliers.

Chômage = nombre de chômeurs au sens du BIT, en milliers.

Inactifs = nombre d'inactifs au sens du BIT, en milliers.

Taux chômage = taux de chômage au sens du BIT (chômage/(emploi+chômage)).

Pop.15+ = population totale (emploi + chômage + inactifs).

N.observ. = nombre d'observations individuelles.

Taux sondage = taux de sondage des Enquêtes Emploi (pop.15+/n.observ.).

Note : les calculs à partir des fichiers individuels ont été effectués avec les pondérations recalées par l'Insee sur le recensement de 1990 pour la série 82-89 (variable *extr90*), et avec les pondérations courantes pour la série 90-97 (variable *extri*).

Tableau A2 : le nombre de couples et de personnes seules de 1982 à 1997

	N.hommes	%couples	%seuls	%autres	N.femmes	%couples	%seuls	%autres
1982	14 794	59,7	9,5	30,9	14 672	64,8	11,2	24,0
1983	14 894	59,1	9,6	31,2	14 766	64,3	11,5	24,2
1984	14 985	58,7	10,0	31,3	14 881	63,7	12,0	24,3
1985	15 072	58,2	10,3	31,5	14 983	63,2	12,3	24,6
1986	15 191	57,8	10,6	31,6	15 118	62,6	12,7	24,7
1987	15 270	58,0	10,5	31,6	15 223	62,5	13,0	24,5
1988	15 387	57,7	10,7	31,6	15 347	62,2	13,0	24,8
1989	15 469	58,2	10,6	31,3	5 441	62,7	13,0	24,4
1990	15 545	58,7	10,1	31,2	15 513	63,3	12,8	24,0
1991	15 596	58,7	10,8	30,5	15 591	63,2	3,7	23,1
1992	15 697	59,0	11,1	30,0	15 691	63,3	14,0	22,6
1993	15 775	59,2	11,3	29,5	15 779	63,5	14,3	22,2
1994	15 897	58,7	12,0	29,3	15 901	63,2	14,8	22,0
1995	15 990	58,0	12,7	29,3	16 010	62,5	15,5	22,0
1996	16 105	57,5	13,4	29,1	16 147	62,0	16,1	21,9
1997	16 204	57,7	13,6	28,7	16 278	62,1	16,1	21,8

Source : enquêtes Emploi, Insee, 1982-1997 (calculs de l'auteur).
Champ : ensemble des hommes et des femmes âgés de 15 à 55 ans

Tableau A3 : la répartition des hommes seuls et vivant en couple de 1982 à 1997

	N.h. seuls	%enf>0	%enf>0	N.h.couples	%enf0	%enf>0
1982	1 401	93,8	6,2	8 825	27,8	72,2
1983	1 434	94,0	6,0	8 808	28,5	71,5
1984	1 501	93,0	7,0	8 791	28,8	71,2
1985	1 559	93,3	6,7	8 772	29,2	70,8
1986	1 609	92,7	7,3	8 782	29,5	70,5
1987	1 602	93,4	6,6	8 850	30,1	69,9
1988	1 646	94,5	5,5	8 879	30,9	69,1
1989	1 633	94,8	5,2	8 998	32,1	68,0
1990	1 569	94,4	5,6	9 118	33,0	67,0
1991	1 678	94,4	5,6	9 157	33,7	66,3
1992	1 735	94,8	5,2	9 256	34,2	65,8
1993	1 776	94,6	5,4	9 346	34,8	65,2
1994	1 901	95,2	4,8	9 337	34,8	65,2
1995	2 035	95,4	4,6	9 271	34,9	65,1
1996	2 157	95,1	5,0	9 256	35,3	64,7
1997	2 199	95,6	4,4	9 351	35,5	64,5

Source : enquêtes Emploi, Insee, 1982-1997 (calculs de l'auteur).
Champ : ensemble des hommes âgés de moins de 55 ans, personnes de référence ou conjoints de leur ménage.

RMI n'est pas posée à l'ensemble des personnes sondées⁽⁵¹⁾. Un autre inconvénient de l'enquête emploi est qu'elle ne contient aucune question concernant les transferts sociaux effectivement perçus par les ménages (à l'exception du RMI et des allocations chômage), et aucune question sur leurs revenus (à l'exception des revenus salariaux et des allocations chômage, déclarées en clair depuis 1990). Par comparaison, une source telle que l'échantillon national des allocataires de la CNAF, utilisée notamment par Afsa (1996, 1998), permet de connaître de façon détaillée les revenus et l'ensemble des allocations perçus par les ménages concernés. Nous pensons cependant que ces deux types de sources (enquête emploi et fichier d'allocataires) sont

complémentaires plutôt que substituables. En effet, l'immense avantage des enquêtes emploi est qu'elles permettent des comparaisons entre l'évolution du statut professionnel des populations affectées par telle ou telle réforme des transferts sociaux et l'évolution observée pour le reste de la population, comparaisons qui sont au cœur de la méthodologie mise en œuvre dans cette étude, alors que les fichiers d'allocataires ne contiennent aucune information concernant les personnes ne percevant aucune allocation, puisque ces dernières sont par définition exclues de l'échantillon.

De plus, l'enquête emploi contient des informations extrêmement détaillées sur l'activité professionnelle des

Tableau A4 : la répartition des femmes vivant en couple de 1982 à 1997

	Nombre	Age	%enf0	%enf1-0	%enf1-1	%enf2-0	%enf2-1	%enf3-0	%enf3-1	%enf4+
1982	9 514	36,9	30,8	23,2	6,4	19,6	5,8	7,1	2,9	4,1
1983	9 489	37,1	31,4	23,3	5,9	20,2	5,6	7,2	2,5	3,9
1984	9 480	37,1	31,8	22,8	5,8	20,9	5,6	7,3	2,1	3,7
1985	9 462	37,2	32,4	22,7	5,9	20,5	5,3	7,4	2,2	3,6
1986	9 469	37,2	32,7	22,3	5,9	20,6	5,3	7,3	2,3	3,5
1987	9 517	37,2	33,2	22,3	5,9	20,1	5,3	7,2	2,4	3,5
1988	9 543	37,3	34,0	21,8	5,7	20,2	5,4	6,9	2,5	3,6
1989	9 674	37,4	35,0	21,6	5,9	19,9	4,9	6,8	2,5	3,5
1990	9 814	37,5	36,0	21,5	5,9	19,7	4,8	6,7	2,4	3,2
1991	9 852	37,5	36,7	21,0	6,0	19,2	5,1	6,6	2,2	3,1
1992	9 937	37,6	37,2	20,9	6,2	19,0	4,9	6,6	2,2	3,0
1993	10 025	37,7	37,6	20,7	6,0	19,2	4,7	6,7	2,1	3,2
1994	10 049	37,9	37,7	20,8	5,8	19,2	4,8	6,9	2,0	2,9
1995	10 007	38,2	37,8	21,1	5,8	18,8	4,8	6,8	2,1	2,8
1996	10 014	38,4	38,2	21,2	5,5	18,5	5,1	6,7	2,1	2,8
1997	10 111	38,6	38,3	21,3	5,6	18,6	5,2	6,3	2,1	2,7

Source : enquêtes Emploi, Insee, 1982-1997 (calculs de l'auteur).
 Champ : ensemble des femmes âgées de moins de 55 ans vivant en couple.

Tableau A5 : la répartition des femmes seules de 1982 à 1997

	Nombre	%enf0	%enf1-0	%enf1-1	%enf2-0	%enf2-	%enf3-0	%enf3-	%enf4
1982	1 640	67,1	17,7	1,9	8,1	1,1	2,1	0,5	1,6
1983	1 701	67,5	17,8	1,5	7,7	0,9	3,0	0,3	1,3
1984	1 788	68,5	16,8	1,8	7,8	0,8	2,8	0,3	1,3
1985	1 839	67,7	17,1	1,9	8,0	0,9	2,6	0,4	1,5
1986	1 917	67,1	17,4	2,0	8,5	1,0	2,4	0,5	
1987	1 976	67,7	16,9	2,3	8,4	1,0	2,2	0,5	1,1
1988	2 002	67,9	17,6	2,1	8,1	0,7	2,2	0,5	1,0
1989	2 007	67,7	17,9	2,1	7,6	1,1	2,2	0,5	1,0
1990	1 978	67,6	17,6	2,1	8,0	0,8	2,2	0,6	1,0
1991	2 136	67,5	17,6	2,0	8,2	1,1	2,1	0,5	1,0
1992	2 201	67,8	17,5	1,6	8,3	1,1	2,2	0,4	1,1
1993	2 252	69,0	17,4	1,9	7,4	0,8	2,2	0,4	0,9
1994	2 352	69,7	17,1	1,7	7,5	0,8	2,1	0,5	0,7
1995	2 477	69,1	17,3	1,7	7,7	0,8	2,3	0,4	0,8
1996	2 596	69,5	17,1	1,5	7,7	0,9	2,0	0,5	0,8
1997	2 624	68,6	17,8	1,5	7,9	1,0	1,9	0,5	0,8

Source : enquêtes Emploi, Insee, 1982-1997 (calculs de l'auteur).
 Champ : ensemble des femmes âgées de moins de 55 ans vivant seules.

personnes enquêtées (le questionnaire se compose de plusieurs centaines de questions), beaucoup plus riches que celles contenues dans des fichiers d'allocataires. En particulier, rappelons que les enquêtes emploi constituent la seule source statistique permettant de mesurer l'emploi et le chômage au sens du BIT. Le tableau A1 rappelle quelle a été l'évolution du nombre d'actifs occupés, de chômeurs et d'inactifs (au sens du BIT) de 1982 à 1997, telles qu'ils ont été mesurés par les enquêtes emploi⁽⁵²⁾. Dans l'ensemble de cette étude, c'est cette notion d'"actifs occupés"(ou "personnes ayant

un emploi"), de "chômeurs" et d'"inactifs" que nous utiliserons lorsque nous calculerons des "taux d'emploi", des "taux de chômage", ou des taux d'activité⁽⁵³⁾. Rappelons que les critères du BIT impliquent notamment que toute personne ayant travaillé durant la semaine précédant l'enquête (ne serait-ce qu'une heure) est classé comme "actifs occupés", y compris si cette personne a commencé par se déclarer "chômeur" lors de la question initiale sur l'occupation actuelle de la personne sondée (variable *fi*) (les questionnaires complets et le nom des variables des enquêtes emploi sont donnés dans les

publications annuelles de l'Insee sur l'enquête emploi). Dans le cadre de cette étude, cette tripartition de la population entre actifs occupés, chômeurs et inactifs a été obtenue en utilisant les variables *act5* pour la série 90-97 et *actbit1* pour la série 82-89.

Le tableau A1 indique également l'évolution de la population totale âgée de 15 ans ou plus ainsi que du nombre d'observations individuelles et du taux de sondage des enquêtes emploi de 1982 à 1997. Chaque année, de 1982 à 1997, environ 1 personne sur 300 a été enquêtée par l'Insee dans le cadre des enquêtes emploi. Par définition, ce taux de sondage est égal à la pondération moyenne attribuée à chaque individu de l'échantillon. Compte-tenu du fait que l'ensemble de cette étude repose sur des comparaisons entre différents groupes d'individus en fonction de la structure de leur ménage (personnes seules, personnes vivant en couple, nombre d'enfants à charge, etc.), il nous a également semblé utile d'indiquer en annexe quelle a été l'évolution de la répartition de la population entre ces différents groupes de 1982 à 1997.

Les tableaux A2 à A5, tout comme l'ensemble des tableaux, graphiques et résultats de cette étude (à l'exception du tableau A1), concernent uniquement la population âgée de (strictement) moins de 55 ans au 31/12 de l'année de l'enquête (les plus de 55 ans posent en effet des problèmes particuliers du point de vue de l'emploi, du fait du très fort développement des pré-retraites et des transferts sociaux associés). Le tableau A2 indique donc la répartition des hommes et des femmes âgées de 15 à 54 ans suivant qu'ils vivent en couples, qu'ils vivent seuls (sans conjoint, mais avec ou sans enfant à charge), où qu'ils ne vivent ni en couples, ni seuls. Cette troisième catégorie est définie comme l'ensemble des personnes qui ne sont ni la personne de référence de leur ménage, ni le conjoint de la personne de référence. Plus de 90 % des personnes de cette catégorie sont des enfants (âgés de 15 ans ou plus) vivant chez leurs parents, et environ 85 % ont moins de 25 ans. Les observations individuelles relevant de cette catégorie ne sont pas utilisées dans le reste des tabulations et régressions de cette étude. Ces trois catégories d'individus ont été définies à partir de la variable *lprm* (*lcm* pour la série 82-89). La principale évolution est évidemment la forte croissance du pourcentage de personnes seules, aussi forte pour les hommes que pour les femmes (la légère diminution du *pourcentage des autres* traduit simplement le vieillissement de la population âgée de 15 à 54 ans et donc la diminution de la part des enfants à charge, malgré une tendance à une cohabitation chez les parents de plus en plus tardive). Les tableaux A3 à A5 indiquent ensuite l'évolution de la répartition des personnes vivant en couples et des personnes seules en fonction du nombre d'enfants à charge. Les variables utilisées pour définir ces catégories sont les variables *enf18* (nombre d'enfants à charge (au sens *lprm* = 3) âgés de moins de 18 ans au 31/12 de l'année de l'enquête) et *enf3* (nombre d'enfants à charge (au sens *lprm* = 3) âgés de moins de 3 ans au 31/12 de l'année de l'enquête). Outre le fait (prévisible) que les hommes seuls ont nettement moins souvent des enfants à charge que les femmes seules, ces tableaux indiquent une progression générale du pourcentage de personnes sans enfant à charge et une relative stabilité de la répartition du nombre d'enfants à charge (exception

faite des familles de 4 enfants ou plus, dont l'importance a sensiblement diminué). En toute rigueur, ces notions de ménages, de couples, de personnes seules et d'enfants à charge ne coïncident pas exactement avec les notions juridiques appliquées par les CAF pour le versement des transferts sociaux. Cependant, le cas de l'APE (cf. deuxième partie) montre clairement que les deux catégories de notions (statistiques et juridiques) sont équivalentes dans l'immense majorité des cas.

Références des publications Insee concernant les enquêtes emploi, 1982-1997

- "Enquête sur l'emploi de 1982 - Résultats détaillés", les collections de l'Insee n° 450 (série D (Démographie et emploi), n° 95), janvier 1984.
- "Enquête sur l'emploi de 1983 - Résultats détaillés", les collections de l'Insee n°451 (série D (Démographie et emploi), n° 96), mars 1984.
- "Enquête sur l'emploi de 1984 - Résultats détaillés", les collections de l'Insee n° 486 (série D (Démographie et emploi), n° 105), mai 1985.
- "Enquête sur l'emploi de 1985 - Résultats détaillés", les collections de l'Insee n° 504 (série D (Démographie et emploi), n° 107), octobre 1985.
- "Enquête sur l'emploi de 1986 - Résultats détaillés", les collections de l'Insee n° 534 (série D (Démographie et emploi), n° 114), novembre 1986.
- "Enquête sur l'emploi de 1987 - Résultats détaillés", les collections de l'Insee n° 559 (série D (Démographie et emploi), n° 122), septembre 1987.
- "Enquête sur l'emploi de 1988 - Résultats détaillés", les collections de l'Insee n° 593 (série D (Démographie et emploi), n° 128), octobre 1988.
- "Enquête sur l'emploi de 1989 - Résultats détaillés", Insee-Résultats n° 28-29 (série Emploi-Revenus n° 6-7), octobre 1989.
- "Enquêtes sur l'emploi de 1990 et 1991 - Résultats détaillés", Insee-Résultats n° 222-223 (série Emploi-Revenus n° 40-41), décembre 1992.
- "Enquête sur l'emploi de 1992 - Résultats détaillés", Insee-Résultats n° 260-261 (série Emploi-Revenus n° 46-47), août 1993.
- "Enquête sur l'emploi de 1993 - Résultats détaillés", Insee-Résultats n° 297-298 (série Emploi-Revenus n° 59-60), février 1994.
- "Enquête sur l'emploi de 1994 - Résultats détaillés", Insee-Résultats n° 415-416 (série Emploi-Revenus n° 92-93), septembre 1995.
- "Enquête sur l'emploi de 1995 - Résultats détaillés", Insee-Résultats n° 448-449 (série Emploi-Revenus n° 101-102), février 1996.
- "Enquête sur l'emploi de 1996 - Résultats détaillés", Insee-Résultats n° 492-493 (série Emploi-Revenus n° 107-108), septembre 1996.
- "Enquête sur l'emploi de 1997 - Résultats détaillés", Insee-Résultats n° 567-568 (série Emploi-Revenus n° 127-128), septembre 1997.

Annexe 2 : l'élasticité de l'offre de travail en équilibre général

Cette étude s'est concentrée sur l'estimation de l'élasticité de l'offre de travail. Mais pour estimer les effets de réformes des incitations financières au travail sur le niveau d'emploi, il faut également connaître la valeur de l'élasticité de la demande de travail vis-à-vis du coût du travail. Si l'élasticité de la demande de travail est égale à 0, alors une politique d'augmentation (resp. de réduction) des incitations au travail n'aura strictement aucun effet sur le niveau d'emploi : les employeurs se contenteront de payer moins cher (resp. plus cher) les salariés concernés, avec éventuellement des substitutions entre la sous-population concernée par la réforme et les autres salariés, mais le niveau global d'emploi restera inchangé. Inversement, si la demande de travail est infiniment élastique, alors les effets d'offre de travail se traduisent intégralement en créations (resp. destructions) d'emplois. Dans cette annexe, nous rappelons brièvement comment les effets d'offre et de demande de travail se combinent dans le cas général (pour une analyse plus détaillée et une application numérique au cas français, cf. Piketty (1997a)).

Supposons qu'il existe une population m_0 sans emploi et une population m_1 ayant un emploi. Notons y_0 le revenu de transfert perçu par les personnes sans emploi, y_1 le salaire net de prélèvements et de transferts perçu par les personnes ayant un emploi, et w_1 le coût du travail (le salaire super-brut) payé par les employeurs des salariés percevant le salaire net y_1 . Notons e_s l'élasticité de l'offre de travail, et e_d l'élasticité de la demande de travail. Dans le cadre de ce modèle discret (où les agents ont un emploi ou n'ont pas d'emploi, sans possibilité de faire varier la durée ou l'intensité de leur travail), e_s est l'élasticité de la transition entre non-emploi et emploi, c'est-à-dire entre m_0 et m_1 . Par définition de e_s si l'écart de revenu disponible $y_1 - y_0$ entre emploi et non-emploi augmente de 1 %, alors une proportion e_s % de personnes sans emploi trouvent un emploi. L'élasticité e_s mesure l'effet net de l'augmentation de 1 % des incitations financières au travail à la fois sur les transitions de m_1 vers m_0 (les personnes employées peuvent décider de quitter leur emploi moins souvent, ou de produire d'avantage d'effort pour le conserver) et sur les transitions de m_0 vers m_1 (personnes sans emploi peuvent décider de chercher un emploi avec d'avantage d'intensité ou de motivation), en % de m_0 . Quant à l'élasticité de la demande de travail, elle est définie de la façon habituelle : si le coût du travail w_1 augmente de 1 %, alors la demande de travail de la part des employeurs diminue de e_d .

Considérons une "expérience naturelle" du type suivant. Supposons que la population se partage en deux sous-populations A et B. En notant

$$m_0 = m_{0A} + m_{0B}, \text{ et } m_1 = m_{1A} + m_{1B} \text{ on peut définir } t_A = m_{1A} / (m_{0A} + m_{1A}) \text{ et } t_B = m_{1B} / (m_{0B} + m_{1B})$$

les taux d'emploi initiaux des groupes A et B. Supposons que l'on décide d'augmenter les incitations financières au travail du groupe A en diminuant de dy_0 revenu de transfert perçu par les personnes de ce groupe lorsqu'elles se trouvent sans emploi (ou en augmentant de $dy_0 < 0$ c'est-à-dire les transferts perçus par les personnes de ce groupe ayant un emploi). Si la demande de travail était infiniment élastique, alors l'augmentation de l'offre de travail induite par cette réforme se traduirait mécaniquement en autant de créations d'emplois (ou en destructions d'emplois si $dy_0 < 0$, i.e. si l'on augmentait le transfert perçu par ce groupe, comme dans le cas de l'APE) : l'offre de travail du groupe A baisserait de $e_s dy_0 / (y_1 - y_0)$ %, leur niveau d'emploi baisserait d'autant, et la réforme n'aurait aucune conséquence sur le niveau d'emploi du groupe B. Si l'on observait empiriquement que le taux d'emploi du groupe A baisse de dt (relativement au taux d'emploi du groupe B, et toutes autres choses observables égales par ailleurs, c'est-à-dire après régressions), alors on pourrait estimer l'élasticité de l'offre de travail à partir de la formule suivante :

$$(1) \quad e_s = dt / (1 - t_A) / (dy_0 / (y_1 - y_0))$$

C'est cette formule que nous avons appliquée dans les parties 2 à 4 pour donner des valeurs indicatives de e_s . Mais si la demande de travail n'est pas infiniment élastique, alors le coût du travail doit baisser afin de permettre l'augmentation du niveau d'emploi. Pour rétablir l'équilibre sur le marché du travail, le coût du travail w_1 et le donc salaire net y_1 doivent baisser de dy_1 , de façon à ce que l'augmentation de l'offre de travail soit exactement compensée par l'augmentation de la demande de travail⁽⁵⁶⁾ :

$$e_s [(dy_0 - dy_1) m_{0A} / (y_1 - y_0) - dy_1 m_{0B} / (y_1 - y_0)] = e_d m_1 dy_1 / w_1$$

Soit

$$dy_1 = \alpha dy_0$$

avec

$$\alpha = m_{0A} e_s / (m_0 e_s + m_1 e_d (y_1 - y_0) / w_1) < 1$$

Cet effet d'équilibre général implique que le taux d'emploi du groupe A augmentera moins que si la demande de travail était infiniment élastique, et que le taux d'emploi du groupe baissera. Le différentiel de taux d'emploi entre les deux groupes n'est cependant pas affecté par cet effet d'équilibre général, qui touche les deux groupes de la même façon (l'effet est de $e_s dy_1 / (y_1 - y_0)$ % pour les deux groupes), si bien que l'élasticité de l'offre de travail peut toujours être estimée à partir de l'équation (1), qui reste valable dans

le cas général. Par contre, cet effet d'équilibre général implique que l'augmentation du niveau d'emploi est maintenant donnée par la formule :

$$(2) \quad dm_1 = m_1 m_{0A} e_s e_d dy_0 / (m_0 w_1 e_s + m_1 (y_1 - y_0) e_d)$$

Si la demande de travail est infiniment élastique ($e_d = +\infty$), on retrouve la formule $dm_1 = m_{0A} e_s dy_0 / (y_1 - y_0)$. Inversement, si $e_d = 0$, alors $dm_1 = 0$: les employeurs se contentent de réduire les salaires et ne créent aucun emploi (ce cas est souvent appelé "chômage keynésien" dans la littérature économique). Il en va de même si $e_s = 0$: aucun emploi ne peut jamais être créé si les personnes sans emploi ne sont prêtes à faire varier leur offre de travail à aucun prix. L'autre cas polaire est celui dit du "chômage classique" : $e_s = +\infty$, c'est-à-dire une armée de réserve est prête à occuper des emplois en échange d'une augmentation infinitésimale des incitations au travail. Dans une telle situation d'offre excédentaire de travail, le niveau d'emploi d'équilibre dépend uniquement de l'élasticité de la demande de travail.