

# Impact de l'Allocation parentale d'éducation sur l'activité féminine et la fécondité en France

---

Thomas PIKETTY

## Introduction

Dans cet article, nous nous proposons d'estimer l'impact de l'Allocation parentale d'éducation (APE), et plus précisément de l'extension de l'APE au 2<sup>e</sup> enfant survenue en 1994, sur l'activité féminine et la fécondité en France. Les deux sources indépendantes et complémentaires ici utilisées sont les enquêtes Emploi 1982-2002 et l'enquête Famille 1999, permettant d'obtenir des résultats convergents.

L'APE a été créée en 1985-1987 pour les mères de 3 enfants décidant de s'arrêter de travailler à la naissance de leur 3<sup>e</sup> enfant, puis a été étendue en 1994 aux mères de 2 enfants décidant de s'arrêter de travailler à la naissance de leur 2<sup>e</sup> enfant<sup>(1)</sup>. Dans les deux cas, l'allocation peut être perçue jusqu'au 3<sup>e</sup> anniversaire de l'enfant (on peut également percevoir plusieurs APE consécutives en cas de nouvelle naissance). De notre point de vue, la réforme de 1994 est la plus intéressante, car l'allocation mensuelle offerte aux femmes s'arrêtant de travailler à la naissance de leur 2<sup>e</sup> enfant est directement passée de 0,00 F pour les enfants nés avant le 1<sup>er</sup> juillet 1994 à environ 3 000 francs par mois pour ceux nés après le 1<sup>er</sup> juillet 1994, alors que l'introduction de l'APE pour les mères de 3 enfants (outre qu'elle concernait une frange plus réduite de la population) s'était faite par étape<sup>(2)</sup>.

L'extension de l'APE de 1994 constitue ainsi 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 :

---

(1) En théorie, l'APE peut être touchée indifféremment par le père ou la mère. Mais en pratique l'APE est touchée par la mère dans plus de 98 % des cas, et nous négligerons donc dans cette étude la question des pères allocataires de l'APE.

(2) Le montant mensuel de l'APE était progressivement passé de 0,00 F avant le 1<sup>er</sup> janvier 1985 à environ 1 000 F au 1<sup>er</sup> janvier 1985, 1 500 F au 1<sup>er</sup> janvier 1986 et 2 400 F au 1<sup>er</sup> avril 1987. Il est donc moins aisé d'isoler l'impact de l'introduction de l'APE de rang 3, d'autant plus que le nombre d'observations de mères de 3 enfants est plus limité dans l'enquête (nous reviendrons plus loin sur ce point).

les incitations au travail ont été modifiées uniquement pour les mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) dont le benjamin est né après le 1<sup>er</sup> juillet 1994, alors que toutes les autres mères de jeunes enfants (ainsi que les mères sans enfant de moins de 3 ans) ont continué de faire face avant et après le 1<sup>er</sup> juillet 1994 au même système d'incitations que par le passé.

Dans une précédente étude (Piketty, 1998), fondée sur l'exploitation des enquêtes Emploi des années 1982-1997, qui permettent notamment de calculer les taux d'activité en fonction du nombre et du mois de naissance des enfants, nous avons montré que cette expérience naturelle permettait d'identifier de façon transparente un impact significatif de l'APE sur l'activité féminine. D'après nos estimations, entre 100 000 et 150 000 mères de 2 enfants (sur environ 300 000 allocataires de l'APE de rang 2 au 31 décembre 1997, dont 220 000 à plein taux) ne se seraient pas arrêtées de travailler à la naissance de leur 2<sup>e</sup> enfant en l'absence de la réforme de 1994<sup>(3)</sup>. Ces chiffres montrent que l'APE mérite toute notre attention non seulement en tant qu'expérience naturelle permettant d'estimer l'élasticité de l'offre de travail vis-à-vis des incitations financières, mais également et surtout en tant que telle : avec des retraits du marché du travail de l'ordre de 100 000-150 000, l'impact macroéconomique de l'APE et sa contribution à la décreue du chômage dans la seconde moitié des années 1990 ne peuvent pas être négligés<sup>(4)</sup>.

Notre étude de 1998 avait cependant une limite essentielle : les données disponibles alors s'arrêtaient en 1997, et nous ne pouvions donc pas étudier correctement l'impact dynamique de la réforme de 1994. Nos résultats par mois de naissance semblaient indiquer que les mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) s'étaient immédiatement adaptées aux nouvelles incitations, ce qui nous conduisait à diagnostiquer que la montée en puissance du nombre d'allocataires de l'APE de rang 2 devait être achevée en 1997. Cela demandait toutefois à être confirmé. De plus et surtout, les premières sorties de l'APE de rang 2 ayant eu lieu au 1<sup>er</sup> juillet 1997, il nous était impossible avec des données s'interrompant en 1997 d'étudier la question du retour à l'emploi des allocataires de l'APE. Le fait de s'être arrêté de travailler pendant 3 ans diminue-t-il la probabilité de reprendre un emploi ? Si tel était le cas, alors le nombre total de retraits du marché du travail induits par la réforme de 1994 pourrait en régime stationnaire être sensiblement supérieur à 100 000-150 000, y compris en cas de stabilisation du nombre d'allocataires de l'APE de rang 2 à partir de 1997. Enfin, on peut également imaginer que l'APE ait pu avoir un impact sur la fécondité, par exemple sur la probabilité d'avoir un 3<sup>e</sup> enfant à l'issue d'une APE de rang 2, et il était là encore nécessaire de disposer d'un recul plus important pour espérer pouvoir mesurer un tel effet.

<sup>(3)</sup> Cf. Piketty, 1998, p. 11 ; Afsa, 1996, 1998.

<sup>(4)</sup> En outre, nous avons montré dans notre précédente étude que les élasticités élevées de l'offre de travail estimées à partir de l'APE pour la population bien particulière des mères de jeunes enfants ne se retrouvaient pas nécessairement lorsque l'on considérait des expériences naturelles touchant des segments plus larges de la population. Il est donc dangereux d'utiliser des élasticités estimées pour certaines populations pour des applications plus générales. C'est pourquoi nous insisterons dans cette étude davantage sur l'étude de l'APE en tant que telle que sur l'estimation d'élasticités faussement universelles.

Avant même d'exploiter de nouveaux fichiers individuels, plusieurs éléments nous laissent à penser que ces effets dynamiques ne pouvaient être négligés *a priori*. D'une part, si l'on examine l'évolution du nombre d'allocataires de l'APE (figure 1), on constate que le nombre d'APE de rang 2 s'est effectivement stabilisé aux alentours de 300 000 depuis 1997, mais que le nombre d'APE de rang 3 et plus, qui s'était stabilisé aux alentours de 150 000 entre 1988 et 1995, est reparti à la hausse depuis 1996-1997, pour atteindre un niveau de l'ordre de 200 000 en 2001<sup>(5)</sup>. Cette évolution pourrait s'expliquer de plusieurs façons. Il est possible qu'une part importante des allocataires de l'APE de rang 2 aient été conduites à avancer la date de naissance de leur 3<sup>e</sup> enfant (et/ou à avoir un 3<sup>e</sup> enfant qu'elles n'auraient pas eu autrement) et à rentrer ainsi dans une seconde période d'APE, d'où une progression légèrement décalée dans le temps du nombre d'APE de rang 3. Il est également possible qu'indépendamment de tout effet sur la natalité, les mères de 3 enfants passées par l'APE de rang 2 aient une probabilité plus élevée de choisir de bénéficier de l'APE de rang 3. Enfin, on ne peut évidemment pas exclure que ce rebond du nombre d'APE de rang 3 observé depuis 1996-1997 soit totalement indépendant de la réforme de 1994.

D'autre part, si l'on examine l'évolution du nombre annuel de naissances en France (figure 2), on observe une hausse importante de la natalité depuis 1994, hausse qui a été largement médiatisée ces dernières années. Il va de soi que de très nombreux facteurs économiques et culturels ont vraisemblablement contribué à ce regain de la natalité. En particulier, on peut imaginer que la très bonne conjoncture économique de la fin des années 1990 a joué un certain rôle, comme semble l'indiquer le fait que la natalité a atteint son niveau plancher au point le plus bas du cycle économique (en 1993-1994) et le fait que la hausse semble avoir pris fin en 2001, en même temps que le chômage est reparti à la hausse. Il est toutefois légitime de se demander dans quelle mesure l'extension de l'APE survenue en 1994 a pu contribuer à accentuer l'augmentation de la fécondité des années 1994-2000.

Afin d'apporter des éléments de réponse à ces questions, nous proposons dans cette étude une nouvelle exploitation des enquêtes Emploi des années 1982-2002 (soit 5 années d'enquêtes Emploi supplémentaires par comparaison à notre étude de 1998) et de l'enquête « Étude de l'histoire familiale » 1999 (ou plus simplement « enquête Famille 1999 », ainsi que nous la désignerons

---

<sup>(5)</sup> Les effectifs indiqués sur la figure 1 incluent à la fois les APE à taux plein (environ 75 % des cas, soit 220 000 sur les 300 000 APE de rang 2 et 160 000 sur les 200 000 APE de rang 3 et plus) et les APE à taux réduit (environ 25 % des cas), ces dernières correspondant au cas où les allocataires conservent une activité à temps partiel. Dans cette étude nous nous concentrerons sur les cessations complètes d'activité et ne traiterons qu'incidemment de la question des APE à taux réduit (dont l'impact est plus difficile à mesurer dans les enquêtes dont nous disposons). Pour mettre en perspective les chiffres de 300 000 APE de rang 2 et 200 000 APE de rang 3 et plus indiqués sur la figure 1, on peut également rappeler qu'il existe environ 700 000 mères de 2 enfants (dont au moins de moins de 3 ans) et 400 000 mères de 3 enfants (dont au moins un de moins de 3 ans) en France dans les années 1990 (d'après les enquêtes Emploi). Autrement dit, le taux de participation à l'APE est de plus de 40 % (encore faut-il préciser que ce taux de participation brut est sous-évalué : le nombre de femmes véritablement éligibles à l'APE est en effet inférieur à 700 000 et 400 000, puisque l'APE exige que les allocataires aient travaillé pendant au moins 24 mois au cours des 5 dernières années, condition qui ne peut être qu'imparfaitement mesurée dans les enquêtes disponibles).

HISTOIRES DE FAMILLES, HISTOIRES FAMILIALES

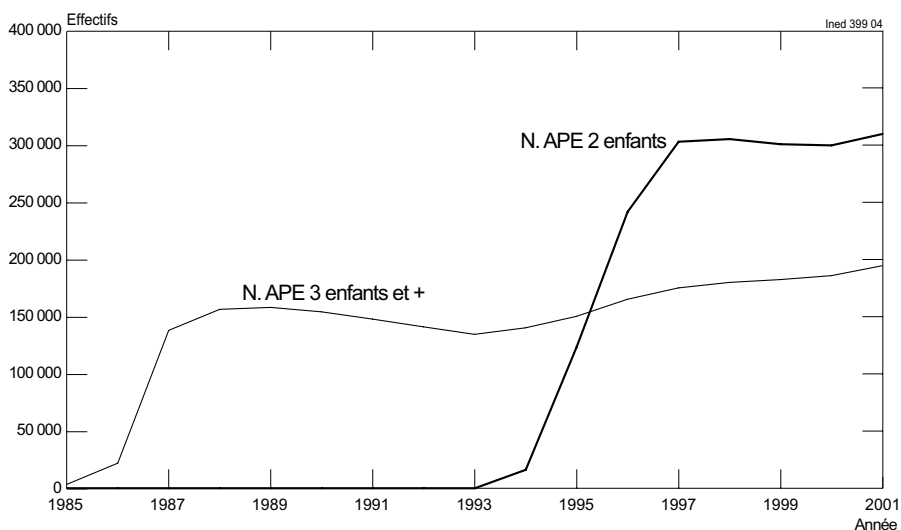


Figure 1. – Nombre d’allocataires de l’APE, 1985-2001

Source : Cnaf.

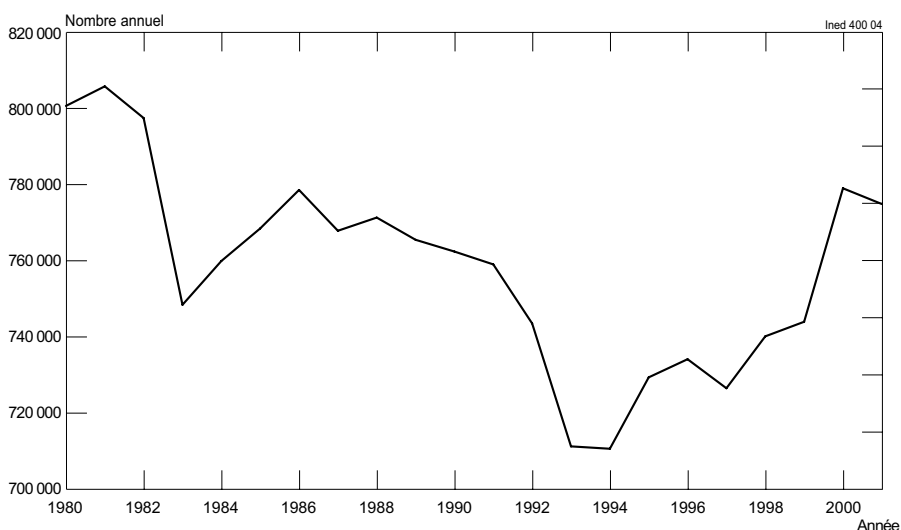


Figure 2. – Nombre annuel de naissances en France, 1980-2001

Source : Insee.

par la suite). L’avantage de l’enquête Famille est qu’elle repose sur un questionnaire rétrospectif relativement détaillé sur l’histoire familiale et professionnelle, alors que les enquêtes Emploi contiennent uniquement des informations sur la situation familiale et professionnelle courante<sup>(6)</sup>. L’enquête Famille permet ainsi de travailler en panel (en suivant les mêmes individus au cours

des années 1990) et non pas seulement à partir de coupes répétées<sup>(7)</sup>. En outre, l'échantillon de l'enquête Famille est plus important que celui de l'enquête Emploi<sup>(8)</sup>. Mais *a contrario*, l'avantage des enquêtes Emploi est qu'elles sont menées tous les ans (au mois de mars), alors que l'enquête Famille n'est menée qu'à l'occasion des recensements<sup>(9)</sup>. Nous verrons que les résultats obtenus à partir de ces deux sources indépendantes et complémentaires sont convergents, ce qui est rassurant, et montrent que l'enquête Famille peut être valablement mobilisée pour étudier des questions liées aux trajectoires professionnelles et à l'économie du travail et de l'éducation et compléter utilement les sources traditionnelles habituellement mobilisées dans ces domaines (telles que l'enquête Emploi)<sup>(10)</sup>.

Les principaux résultats obtenus sont les suivants. Tout d'abord, nous confirmons que la réforme de 1994 a eu un impact négatif important sur l'activité des mères de 2 enfants (dont un de moins de trois ans) : en l'espace de 3 ans, leur taux d'activité est retombé à son niveau du début des années 1980, entraînant entre 100 000 et 150 000 retraits du marché du travail, essentiellement peu qualifiés. Nous confirmons également que les mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) se sont immédiatement adaptées aux nouvelles incitations introduites par la réforme de 1994, et qu'aucun effet d'apprentissage ultérieur ne semble exister. Pour ce qui concerne l'impact dynamique de l'APE, les résultats sont plus nuancés. Les effets sur la fécondité sont difficiles à isoler précisément dans l'état actuel des données disponibles, et en tout état de cause ils ne semblent pas pouvoir expliquer plus de 20-30 % (au maximum) de la hausse totale de la fécondité enregistrée entre 1994 et 2001. L'impact de la réforme de 1994 semble plus net sur la transition du 1<sup>er</sup> au 2<sup>e</sup> enfant que sur la transition du 2<sup>e</sup> au 3<sup>e</sup> enfant.

Par ailleurs, les mères de 2 enfants ne semblent pas avoir eu de difficultés à retourner sur le marché du travail à l'issue de leur allocation : qu'elles aient été ou non exposées à l'APE de rang 2, l'activité des mères de 2 enfants dont le benjamin a entre 3 et 6 ans a continué de progresser au cours des années 1990. Ce résultat optimiste s'explique peut-être en partie par la bonne conjoncture des années 1997-2000. Par contre, le fait pour les mères de 3 enfants d'être passées par l'APE de rang 2 semble avoir fortement augmenté leurs chances de s'interrompre pour le 3<sup>e</sup> enfant, entraînant environ

<sup>(6)</sup> Ou (au mieux) sur la situation des deux dernières années, puisque l'échantillon de l'enquête Emploi est renouvelé par tiers tous les ans.

<sup>(7)</sup> Le fait que l'enquête Famille repose sur un questionnaire rétrospectif et non pas sur un véritable panel pose cependant des limites quant à la qualité des données : par exemple, les dates des différentes interruptions professionnelles ne sont pas toujours connues avec suffisamment de précision (nous reviendrons plus loin sur ce point).

<sup>(8)</sup> L'enquête Emploi repose sur un échantillon annuel d'environ 150 000 hommes et femmes âgés de 14 ans et plus (soit un taux de sondage d'environ 1/330), alors que l'enquête Famille 1999 repose sur un échantillon d'environ 145 000 hommes et 235 000 femmes âgés de 18 ans et plus (soit un taux de sondage d'environ 1/145 pour les hommes et 1/100 pour les femmes).

<sup>(9)</sup> On dispose ainsi d'enquêtes Famille pour 1999, 1990, 1982, 1975, etc. Seule l'enquête Famille 1999 permet d'étudier la réforme de l'APE de 1994, et nous n'avons pas cherché à exploiter les enquêtes Famille précédentes.

<sup>(10)</sup> Pour un autre exemple d'utilisation de l'enquête Famille 1999 à titre complémentaire aux enquêtes Emploi et aux panels de l'Éducation nationale (Piketty, 2003b).

50 000 retraits du marché du travail supplémentaires, soit au total entre 150 000 et 200 000 retraits directs et indirects induits par la réforme de 1994. Cette estimation ne prend pas en compte l'impact de la réforme de 1994 sur le retour à l'emploi à l'issue de 2 APE consécutives (rang 2 et rang 3), qu'il est trop tôt pour pouvoir évaluer correctement.

Cette étude est organisée de la façon suivante. La section I commence par examiner l'impact immédiat de la réforme de 1994, i.e. l'impact sur l'activité professionnelle des mères de 2 enfants à la naissance de leur 2<sup>e</sup> enfant. Puis nous tentons d'évaluer les impacts dynamiques, en nous penchant tout d'abord sur la fécondité (section II), et enfin sur la question du retour à l'emploi (section III) avant de conclure.

## **I. – La baisse de l'activité féminine à la naissance du 2<sup>e</sup> enfant**

Les mères de 2 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<sup>e</sup> enfant. La question intéressante est donc de savoir dans quelles proportions les quelque 220 000 allocataires de l'APE de rang 2 à plein taux sont des femmes qui se seraient arrêtées de travailler de toute façon à la naissance de leur 2<sup>e</sup> enfant, ou bien des femmes que les nouvelles incitations 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 ?

### ***1) Estimation à partir des enquêtes Emploi 1982-2002***

Pour répondre à cette question, nous commençons par utiliser les enquêtes Emploi 1982-2002 pour suivre l'évolution des taux d'activité des différentes catégories de femmes au cours de cette période. La figure 3 représente l'évolution du taux d'activité des mères d'enfants de moins de 3 ans de 1982 à 2002, en fonction du nombre total d'enfants à charge<sup>(11)</sup>. La figure 4 fait de même pour les femmes dont le conjoint travaille mais dont aucun enfant n'a moins de 3 ans.

La figure 3 montre une très forte diminution du taux d'activité des mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) entre 1994 et 1997, qui

---

<sup>(11)</sup> Les figures 3 à 5 portent uniquement 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. En pratique cependant, il semblerait qu'un petit nombre de mères isolées aient touché l'APE (Cnaf, 1996, II-71). Les résultats obtenus ne seraient guère différents si l'on incluait les femmes seules (compte tenu de leur faible nombre).

## II. 4. – IMPACT DE L'ALLOCATION PARENTALE D'ÉDUCATION

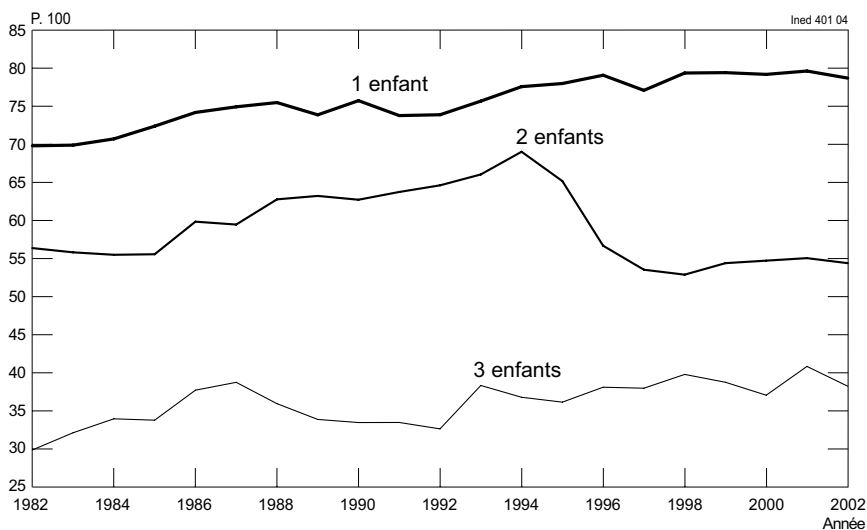


Figure 3. – Taux d'activité des femmes ayant  $n$  enfants à charge de moins de 18 ans (dont au moins 1 de moins de 3 ans), 1982-2002

Champ : femmes vivant en couple et âgées de moins de 55 ans. N. obs. moy. par an : 1800 (1 enf.), 1600 (2 enf.), 750 (3 enf.). Écart-type moyen : 1,0 % (1 enf.), 1,2 % (2 enf.), 1,8 % (3 enf.).

Source : Insee, enquêtes Emploi, 1982-2002.

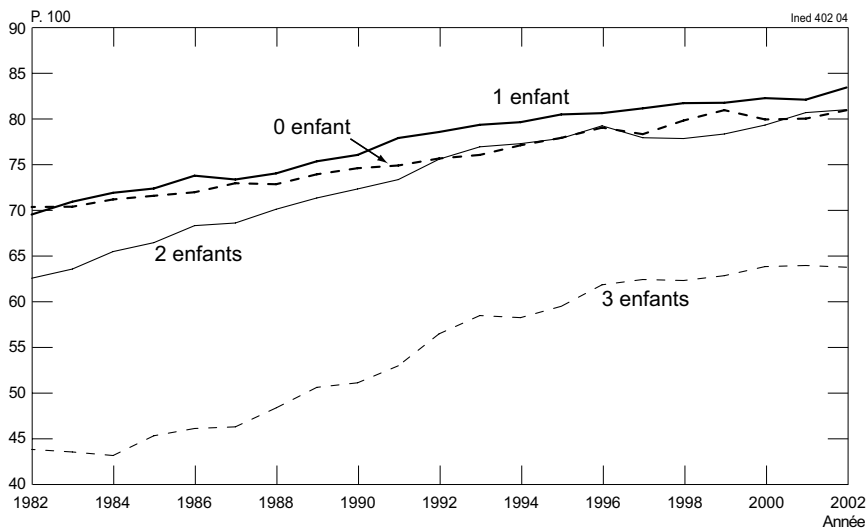


Figure 4. – Taux d'activité des femmes ayant  $n$  enfants à charge de moins de 18 ans (dont aucun de moins de 3 ans), 1982-2002

Champ et source : cf. figure 3. N. obs. moy. par an : 10500 (0 enf.), 6600 (1 enf.), 6100 (2 enf.), 2200 (3 enf.). Écart-type moyen : 0,4 % (0 enf.), 0,5 % (1 enf.), 0,6 % (2 enf.), 1,1 % (3 enf.).

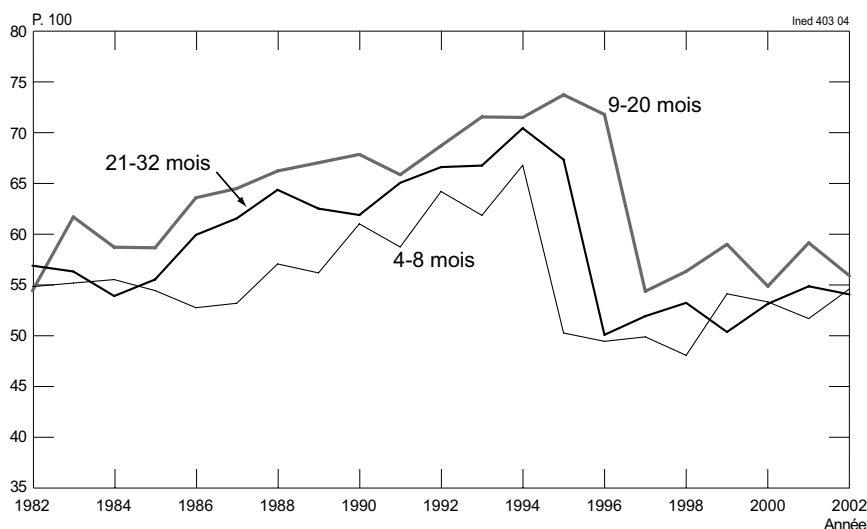


Figure 5. – Taux d'activité des femmes ayant 2 enfants à charge de moins de 18 ans (dont au moins 1 de moins de 3 ans), en fonction de l'âge en mois du benjamin, 1982-2002

*Champ* : Femmes vivant en couple et âgées de moins de 55 ans. N. obs. moy. par an : 320 (4-8 m.), 730 (9-20 m.), 690 (21-32 m.). Écart-type moyen : 0,4 % (0 enf.), 0,5 % (1 enf.), 0,6 % (2 enf.), 1,1 % (3 enf.)

*Source* : Insee, enquêtes Emploi, 1982-2002.

passé de 69,0 % en mars 1994 à 53,5 % en mars 1997, puis se stabilise aux alentours de 53-54 %. Cette baisse est d'autant plus impressionnante qu'elle se situe dans un contexte de hausse tendancielle du taux d'activité des mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans), qui était passé progressivement de 55,5 % en 1984 à 69,0 % en 1994. En trois ans, le taux d'activité des mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) est redevenu ce qu'il était 15 ans auparavant. 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 1980 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, la figure 4 montre que le taux d'activité des femmes sans enfant de moins de 3 ans, qui n'étaient donc pas concernées par l'APE, a poursuivi sans heurts sa courbe ascendante en 1994-1997 et en 1998-2002, et ce en particulier pour les mères de 2 enfants. La diminution de 15,5 points entre 1994 et 1997 du taux d'activité des femmes concernées par l'extension de l'APE (de 69,0 % à 53,5 %), relativement à la hausse ou à la stagnation des taux d'activité de toutes les autres catégories de femmes, est statistiquement extrêmement significative, compte tenu de la taille élevée des échantillons utilisés. Nos résultats détaillés montrent également que la chute du taux d'emploi des femmes concernées par l'extension de l'APE a été plus réduite que la chute de leur taux d'activité (baisse de 11,2 points et non de



15,5 points)<sup>(12)</sup>. Cela suggère qu'une proportion importante (environ un tiers) des femmes que l'APE a incitées à devenir inactives auraient été chômeuses et non pas actives occupées en l'absence de l'APE.

Le fait de disposer de données allant jusqu'en 2002 permet de confirmer que l'impact de l'APE sur les retraits d'activité à la naissance du 2<sup>e</sup> enfant s'est stabilisé à partir de 1997, ce qui n'était pas évident *a priori*. On aurait pu en effet imaginer que la montée en charge de l'APE mette 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. En réalité, les mères éligibles à l'APE de rang 2 (celles dont le benjamin est né après le 1<sup>er</sup> juillet 1994) se sont immédiatement adaptées aux nouvelles incitations, et la baisse par étape du taux d'emploi entre 1994 et 1997 correspond simplement au fait que le pourcentage de mères éligibles parmi les mères de 2 enfants dont au moins un de moins de 3 ans a augmenté progressivement entre 1994 et 1997 et n'a atteint 100 % qu'en 1997<sup>(13)</sup>.

Pour préciser ce diagnostic, nous avons calculé les taux d'activité des mères de 2 enfants de 1982 à 2002 en fonction de l'âge en mois de leur plus jeune enfant (figure 5). Les résultats sont impressionnants : les taux d'activité atteignent immédiatement leur niveau plancher dès lors que le mois de naissance des enfants (avant ou après juillet 1994) permet l'éligibilité à l'APE. Par exemple, le taux d'activité 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 dépassait 65 % en mars 1994, passe brutalement à 50 % en mars 1995 et se stabilise autour de 50-55 % depuis cette date. 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 (aucune de ces mères n'est éligible en mars 1995, et elles deviennent toutes éligibles en mars 1996), on constate que leur taux d'activité était de l'ordre de 65-70 % jusqu'en mars 1995, avant de tomber soudainement à 50 % en mars 1996 et de se stabiliser à ce niveau depuis cette date. De même, si l'on considère les mères de 2 enfants dont le benjamin est âgé de 21 à 32 mois, qui sont toutes devenues éligibles en mars 1997 (aucune n'était éligible lors des enquêtes précédentes), alors on observe que leur taux d'activité était de 70-75 % jusqu'en mars 1996, avant de baisser brutalement à 55 % en mars 1997 puis de se stabiliser autour de 55-60 % (figure 5). Le fait que la position du mois de naissance du benjamin par rapport à la date charnière de juillet 1994 permette de prédire de façon aussi fine l'évolution temporelle de l'activité féminine ne laisse guère de doute sur le rôle causal de la réforme de 1994.

<sup>(12)</sup> Piketty, 2003a, figures 3 à 6.

<sup>(13)</sup> L'âge des enfants dans les figures 3 à 6 étant mesuré en nombre d'années révolues au 31 décembre de l'année d'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 % (en première approximation). En mars 1996, cette proportion passe à près de 80 % (20 mois de naissance sur 26), et elle atteint 100 % en mars 1997.

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 à 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 d'offre de travail permettant de décrire les variations de la probabilité de travailler en fonction d'un certain nombre de variables explicatives. Le tableau 1 donne les résultats de ces régressions<sup>(14)</sup>.

Dans la spécification (A), l'effet obtenu vaut  $-0,111$ , soit  $-11,1$  points (tableau 1). Autrement dit, le modèle estime que le taux d'emploi des mères éligibles à l'APE de rang 2 (c'est-à-dire les mères de 2 enfants dont le benjamin a moins de 3 ans et est né après le 1<sup>er</sup> juillet 1994) est 11,1 points inférieur à ce qu'il aurait dû 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 1982-2001. Ce chiffre de 11,1 points mesure tout simplement le fait que le taux d'emploi des mères de 2 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) est de 11,1 points moins élevé lorsque le 2<sup>e</sup> enfant est né après juillet 1994 : puisque nous n'avons inclus aucune autre variable explicative dans cette spécification, les résultats de la spécification

<sup>(14)</sup> Techniquement, les estimations dont les résultats sont indiqués sur le tableau 1 ont été réalisées en fonction d'un modèle probit, et portent sur 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 1982-2001, soit au total plus de 590 000 observations individuelles. La variable dépendante de la régression est  $pao$  :  $pao = 1$  si la personne est active occupée,  $pao = 0$  si la personne est chômeuse ou inactive. 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 ( $enf3 = 0$  en l'absence d'enfant de moins de 3 ans,  $enf3 = 1$  sinon) ; le niveau de diplôme en 3 postes ( $edu = 0, 1$  ou  $2$ ) ; l'âge en années révolues au 31 décembre de l'année de l'enquête, ainsi que l'âge au carré en années et l'âge au cube en années ; le type d'agglomération en 5 postes ( $tur5 = 1, 2, 3, 4$  ou  $5$ ). Nous avons également inclus des variables dummies (indicatrices) pour chaque année de 1982 à 2001, 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 premières), 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 de traitement égale à 1 uniquement pour les femmes éligibles à l'APE de rang 2 ( $treat = 1$  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). L'interprétation d'un coefficient positif et significatif pour cette variable serait que les 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 expliqué 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 (Eissa, Liebman, 1996, p. 619-629, pour un exemple d'application de cette méthodologie à l'expérience naturelle constituée par l'extension de l'EITC).

II. 4. – IMPACT DE L'ALLOCATION PARENTALE D'ÉDUCATION

TABLEAU 1. – BAISSÉ DE L'ACTIVITÉ FÉMININE À LA NAISSANCE DU 2<sup>e</sup> ENFANT  
(ESTIMATION DE L'ÉQUATION PROBIT D'OFFRE DE TRAVAIL)

	(A)	(B)	(C)	(D)
Impact sur le taux d'emploi du fait d'être éligible à l'APE de rang 2	-0,111	-0,168	-0,187	-0,194
Écart-type	0,005	0,005	0,006	0,006
Variables de contrôle :				
Nombre et âge des enfants	Oui	Oui	Oui	Oui
Trend temporel (dummies années)	Non	Oui	Oui	Oui
Âge et niveau d'éducation (mère)	Non	Non	Oui	Oui
Type d'agglomération	Non	Non	Oui	Oui
Produit des dummies années par les variables sociodémographiques	Non	Non	Non	Oui
<i>Source</i> : Insee, enquêtes Emploi, 1982-2001.				
<i>Champ</i> : femmes vivant en couple, âgées de moins de 55 ans (N. obs. : 592592).				
<i>Lecture</i> : relativement aux autres femmes ayant le même nombre et du même âge, les femmes éligibles à l'APE de rang 2 (c'est-à-dire les mères de 2 enfants dont le benjamin est âgé de moins de 3 ans et est né après le 1 <sup>er</sup> juillet 1994) ont un taux d'emploi inférieur de 11,1 points (spécification A). Si l'on prend en compte le fait que les taux d'emploi des autres femmes poursuivent leur progression (existence d'un trend temporel), cet effet passe à 16,8 points (spécification B). Si l'on raisonne en outre à âge, niveau d'éducation et type d'agglomération donnés, l'effet passe à 18,7 points (spécification C), et même à 19,4 points lorsque l'on suppose que le trend temporel peut varier suivant les caractéristiques sociodémographiques (spécification D).				

(A) du tableau 1 ne nous apportent aucune information supplémentaire par rapport aux chiffres bruts indiqués sur les figures précédentes<sup>(15)</sup>.

Si l'on prend en compte l'existence d'un trend temporel (spécification (B)), l'effet estimé passe de 11,1 points à 16,8 points (tableau 1). 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 1994-2001, le taux d'emploi des femmes concernées par l'extension de l'APE aurait dû être 16,8 points supérieur à ce qu'il a été.

Si l'on raisonne en outre à âge, niveau d'éducation et type d'agglomération donnés (spécification (C)), l'effet passe de 16,8 à 18,7 points (tableau 1). Autrement dit, l'évolution des caractéristiques socio-économiques individuelles sur la période 1994-2001 aurait en principe dû conduire à une légère

<sup>(15)</sup> Les coefficients reportés sur le tableau 1 mesurent l'effet marginal de la variable traitement sur la probabilité d'occuper un emploi (calculé en remplaçant  $treat = 0$  par  $treat = 1$  dans le modèle estimé, et en se plaçant au taux d'emploi moyen des femmes ayant 2 enfants dont au moins un de moins de 3 ans), et non les coefficients du modèle probit, qui ne sont pas interprétables quantitativement, du fait de la non-linéarité du modèle probit. Rappelons en effet que le modèle probit estime une équation du type :  $Proba(Y = 1) = F(a + b_1X_1 + \dots + b_nX_n + cT)$ , où  $Y$  est la variable dépendante (ici égale à  $pao$ ),  $X_1, \dots, X_n$  sont les variables explicatives (nombre et âge des enfants, niveau de diplôme, etc.),  $T$  est la variable  $treat$ , 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, i.e.  $F(z) = \exp(z)/(1 + \exp(z))$ ). Les coefficients  $c, b_1, \dots, b_n$  n'ont donc aucune signification quantitative en termes de probabilité d'occuper un emploi. L'effet marginal d'une variable discrète  $T$  est défini par  $Proba(Y = 1|T = 1) - Proba(Y = 1|T = 0)$ , et dépend donc en général des valeurs des autres variables auxquelles on se place. Les effets marginaux  $E$  du tableau 1 ont été estimés en se plaçant au taux d'emploi moyen  $P_0$  des  $treat = 0$ ,  $enf18 = 2$  et  $enf3 = 1$  :  $E = F(F^{-1}(P_0) + c) - P_0$ . Les coefficients  $c, b_1, \dots, b_n$  obtenus sont indiqués dans la version complète de cet article (Piketty, 2003a, tableau 1).

amélioration d'environ 2 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 spécification (D) donne le coefficient obtenu lorsque l'on inclut dans la régression les produits des dummies par année par l'ensemble des variables explicatives précédentes. L'effet obtenu augmente à nouveau (de 18,7 à 19,4 points), 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 1994-2001, sont également celles qui ont eu tendance à prévaloir dans 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 ou d'autres observations (et en particulier en excluant les femmes sans enfant). Les principaux résultats, et en particulier le passage d'un effet « simple » d'environ 11 points à un effet d'environ 18-19 points lorsque l'on inclut le maximum de variables explicatives, semblent extrêmement robustes. Nous avons également effectué la même régression pour les taux d'activité et non les taux d'emploi. De façon prévisible, les résultats sont similaires (l'effet passe d'environ 15 points à environ 22-23 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 intrinsèques, 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 18-19 points (et non de 11 points), et une chute inexplicquée de leur taux d'activité de l'ordre de 22-23 points (et non de 15 points).

On peut donc estimer que si l'APE n'avait pas été étendue aux naissances de rang 2 en 1994, alors au minimum 80 000 personnes (11 % de 700 000) auraient été actives occupées au lieu d'être sans emploi (chômeuses ou inactives) en 2001, soit environ 35 % des 220 000 allocataires de l'APE à plein taux au 31 décembre 2001. 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 arrêtées 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 actives occupées ou chômeuses au lieu d'être inactives (soit 50 % du nombre total d'allocataires), ce chiffre pouvant aller jusqu'à 150 000 (22 %

## II. 4. – IMPACT DE L'ALLOCATION PARENTALE D'ÉDUCATION

de 700 000), soit près de 70 % du nombre total d'allocataires. L'effet d'aubaine serait alors compris entre 30 % et 50 %.

Afin d'identifier plus précisément quelles catégories de femmes ont été le plus fortement touchées par la réforme de 1994, nous avons estimé l'équation probit d'offre de travail séparément pour les différents niveaux de formation, et les résultats sont donnés sur le tableau 2. Sans surprise, on constate que les femmes les plus fortement touchées par l'extension de l'APE sont les femmes les moins qualifiées : dans la spécification (D), le taux d'emploi des mères sans diplôme chute de 46,8 % suite à l'extension de l'APE, alors que celui des mères titulaires d'un diplôme égal ou supérieur au baccalauréat ne chute que de 15,8 % (tableau 2). Parmi les mères sans diplôme, l'impact de l'APE est véritablement impressionnant : les femmes sans diplôme ayant 2 enfants à charge (dont au moins 1 de moins de 3 ans), qui représentaient en 1994 39,6 % de toutes les femmes ayant 2 enfants à charge (dont au moins 1 de moins de 3 ans), et dont le taux d'emploi était déjà relativement faible en 1994 (44,4 % contre 78,0 % pour les bachelières), ont vu leur taux d'emploi baisser de plus de 20 points suite à l'extension de l'APE (tableau 2). Nous avons estimé les mêmes régressions séparément pour différents niveaux de salaires, et nous avons obtenu le même type de résultats<sup>(16)</sup>. De toute évidence, les femmes peu qualifiées et percevant des salaires médiocres avaient plus de chance d'être séduites par une allocation de 3 000 francs par mois à la naissance de leur 2<sup>e</sup> enfant que les femmes qualifiées et percevant des salaires élevés. La conséquence est que les quelque 100 000-150 000 retraités du

TABLEAU 2. – BAISSÉ DE L'ACTIVITÉ FÉMININE  
À LA NAISSANCE DU 2<sup>e</sup> ENFANT EN FONCTION DU NIVEAU DE FORMATION

	Femmes dont le diplôme d'enseignement général le plus élevé est			Toutes femmes confondues
	aucun diplôme (ou CEP)	BEPC	Bac ou plus	
Parts de la population (1994)	39,6	32,4	28,0	100,0
Taux d'emploi moyen (1994)	44,4	61,5	78,0	59,4
Impact de l'APE en points (A)	- 17,4	- 17,2	- 7,1	- 11,1
Impact de l'APE en points (D)	- 20,8	- 22,5	- 12,3	- 19,4
Impact de l'APE en % (A)	- 39,2	- 28,0	- 9,1	- 18,7
Impact de l'APE en % (D)	- 46,8	- 36,6	- 15,8	- 32,7

*Source* : Insee, enquêtes Emploi, 1982-2001.  
*Lecture* : l'APE de rang 2 a conduit à une baisse de 20,8 points du taux d'emploi des femmes sans diplôme (spécification (D)), pour un taux d'emploi initial de 44,4 points, soit une baisse de leur taux d'emploi de 46,8 %. Pour les femmes bachelières, la baisse correspondante est de 15,8 %.  
*Note* : l'impact de l'APE est mesuré à l'aide de la régression probit d'offre de travail estimée séparément pour les trois niveaux de formation et pour les spécifications (A) et (D) (tableau 1).

<sup>(16)</sup> L'exercice est cependant compliqué par le fait que les enquêtes Emploi ne permettent pas toujours de connaître le salaire et le temps de travail (temps partiel ou temps plein) du dernier emploi occupé : ces enquêtes étant construites sur un panel tournant sur trois ans, il faut par exemple que les femmes considérées fassent partie du tiers sortant de l'enquête et aient quitté leur dernier emploi moins de deux ans avant l'enquête en question (Piketty, 1998, p. 13).

marché du travail induits par la réforme de l'APE de 1994 sont très majoritairement des retraits non ou peu qualifiés.

## 2) *Estimation à partir de l'enquête Famille 1999*

Ainsi que nous l'avons déjà noté plus haut, le principal intérêt de l'enquête Famille est que nous disposons d'informations relativement détaillées sur l'ensemble de l'histoire familiale et professionnelle des personnes interrogées. On peut ainsi calculer, pour chaque rang de naissance et pour chaque année de naissance, la proportion de mères choisissant de s'arrêter de travailler (pour au moins 2 années) à la naissance de leur enfant et la proportion de femmes choisissant de continuer de travailler (parmi les femmes travaillant avant la naissance)<sup>(17)</sup>. La figure 6 retrace l'évolution de cette proportion de mères choisissant de s'arrêter de travailler (pour au moins 2 années) à la naissance de leur enfant (baptisée ici « taux de retrait du marché du travail ») pour toutes les naissances de rang 1, 2 et 3 survenues entre 1982 et 1998.

On constate tout d'abord un léger trend de progression de ces taux de retrait sur l'ensemble de la période 1982-1998, trend qui doit sans doute être mis en relation avec le fait que la proportion de femmes ne travaillant pas avant la naissance a baissé légèrement (mais régulièrement) au cours de la période considérée (quel que soit le rang de naissance)<sup>(18)</sup>. Autrement dit, les femmes sont de moins en moins nombreuses à n'avoir jamais travaillé (ou à s'être déjà interrompues) avant d'avoir des enfants, mais elles sont de plus en plus nombreuses à interrompre leur carrière lors de la naissance. Mais, au-delà de ce trend général, le fait important qui nous intéresse ici est que la figure 9 fait clairement apparaître une rupture en 1994 pour le taux de retrait lors de la naissance de rang 2 : la proportion de femmes choisissant de s'arrêter de travailler à la naissance du 2<sup>e</sup> enfant progressait faiblement au début des années 1990 (de 33,3 % en 1990 à 34,8 % en 1993), avant d'augmenter subitement de plus de 15 points en l'espace de quelques années, puis de se stabiliser aux alentours de 50 % depuis 1995-1996. Cette rupture de trend est d'autant plus frappante qu'aucune rupture comparable n'est décelable en 1994 pour les naissances de rangs 1 et 3 : les taux de retrait correspondants ont progressé approximativement au même rythme entre 1990 et 1994 et

---

<sup>(17)</sup> Le questionnaire de l'enquête Famille permet de repérer uniquement les interruptions professionnelles égales ou supérieures à 2 années. Nous avons classé comme femmes ne travaillant pas avant la naissance les femmes n'ayant jamais travaillé avant la naissance et les femmes ayant déjà travaillé mais ayant entamé une période d'interruption professionnelle plus d'un an avant la naissance. Nous avons classé comme femmes choisissant de s'arrêter de travailler à la naissance de leur enfant les femmes ayant entamé une période d'interruption professionnelle au cours de l'année précédant la naissance, lors de l'année de la naissance ou au cours de l'année suivant la naissance. Il est bien évident que ces variables ne peuvent conduire qu'à sous-estimer l'impact de l'APE, dans la mesure où les périodes d'APE inférieures à 2 années ne peuvent être repérées.

<sup>(18)</sup> Entre 1982 et 1998, la proportion de femmes ne travaillant pas avant la naissance est progressivement passée de 15-16 % à 8-9 % pour les naissances de rang 1, de 10-11 % à 6-7 % pour les naissances de rang 2, et de 15-16 % à 9-10 % pour les naissances de rang 3.

entre 1994 et 1998, avec toutefois une légère accélération depuis 1994 pour les naissances de rang 1 (figure 6).

Il est également frappant de constater que ce décrochage des taux de retrait à la naissance du 2<sup>e</sup> enfant constaté en 1994 concerne presque exclusivement les femmes peu qualifiées, c'est-à-dire celles qui étaient le plus susceptibles d'être tentées par une allocation de 3 000 francs par mois. Pour les femmes sans diplôme, le taux de retrait à la naissance du 2<sup>e</sup> enfant passe subitement de 40 % à 60 % entre 1993 et 1995 (soit une hausse de 50 % en 2 ans seulement !), et l'écart avec le taux de retrait à la naissance du 1<sup>er</sup> enfant, qui était stable aux alentours de 10 points de 1982 à 1993, est de près de 20 points depuis 1995 (figure 7). Par contre, pour les femmes titulaires du baccalauréat ou d'un diplôme supérieur, aucune rupture de trend très claire n'est décelable en 1994 : en particulier, l'écart entre le taux de retrait à la naissance du 2<sup>e</sup> enfant et le taux de retrait à la naissance du 1<sup>er</sup> enfant, qui était stable aux alentours de 10 points de 1982 à 1993, reste stable aux alentours de 10 points de 1994 à 1998 (figure 8). Ces résultats, qui sont parfaitement cohérents avec ceux obtenus à partir des enquêtes Emploi, ne laissent aucun doute sur l'impact causal de la réforme de 1994.

Enfin, il est rassurant de constater que l'ampleur de l'impact de la réforme de 1994 que l'on peut ainsi estimer à partir de l'enquête Famille 1999 (le taux de retrait à la naissance du 2<sup>e</sup> enfant semble avoir progressé d'environ 10-15 points suite à l'extension de l'APE) est très proche de l'estimation que nous avons obtenue à partir des enquêtes Emploi 2002. Pour préciser ce point, nous avons estimé un modèle probit de retrait du marché du travail à la naissance du 2<sup>e</sup> enfant. Le tableau 2 donne les résultats de ces régressions<sup>(19)</sup>. Dans la spécification (A), on obtient un effet de 12,3 points, ce qui signifie que les mères de 2 enfants éligibles à l'APE (c'est-à-dire les femmes dont le 2<sup>e</sup> enfant est né après le 1<sup>er</sup> juillet 1994) ont eu un taux de retrait du marché du travail à la naissance de leur 2<sup>e</sup> enfant supérieur de 12,3 points à celui des autres mères de 2 enfants, en tenant compte d'une éventuelle tendance linéaire affectant ces taux de retrait. Dans la spécification (B), on raisonne également à niveau d'éducation, âge et type d'agglomération donnés. L'effet estimé augmente légèrement (de 12,3 à 12,5 points), ce qui confirme que la brusque augmentation du taux de retrait à la naissance du 2<sup>e</sup> enfant observée depuis 1994 n'est pas due à une brusque détérioration des caractéristiques individuelles des mères en question, au contraire. Dans les spécifications (C) et (D), on effectue les mêmes régressions que dans les

<sup>(19)</sup> Techniquement, les estimations dont les résultats sont indiqués sur le tableau 3 ont été réalisées en fonction d'un modèle probit estimé sur l'ensemble des naissances de rang 2 survenues entre 1982 et 1998 (spécifications (A) et (B)) et sur l'ensemble des naissances de rang 1, 2 et 3 survenues entre 1982 et 1998 (spécifications (C) et (D)). La variable dépendante (*arr*) vaut 0 pour les mères continuant de travailler après la naissance, et 1 pour les femmes choisissant de s'arrêter de travailler au moins 2 ans après la naissance (les femmes ne travaillant pas avant la naissance sont exclues de la régression). La variable *trat* vaut 1 uniquement pour les naissances de rang 2 survenues après le 1<sup>er</sup> juillet 1994. Dans la spécification (A), on régresse *arr* sur *trat*, en incluant uniquement un trend linéaire sur l'année de naissance. Dans la spécification (B), on contrôle en outre pour le diplôme, l'âge et le type d'agglomération. Dans les spécifications (C) et (D), on ajoute des effets fixes par rang de naissance. Les coefficients indiqués sur le tableau 3 sont les effets marginaux de la variable de traitement, de même que précédemment.

HISTOIRES DE FAMILLES, HISTOIRES FAMILIALES

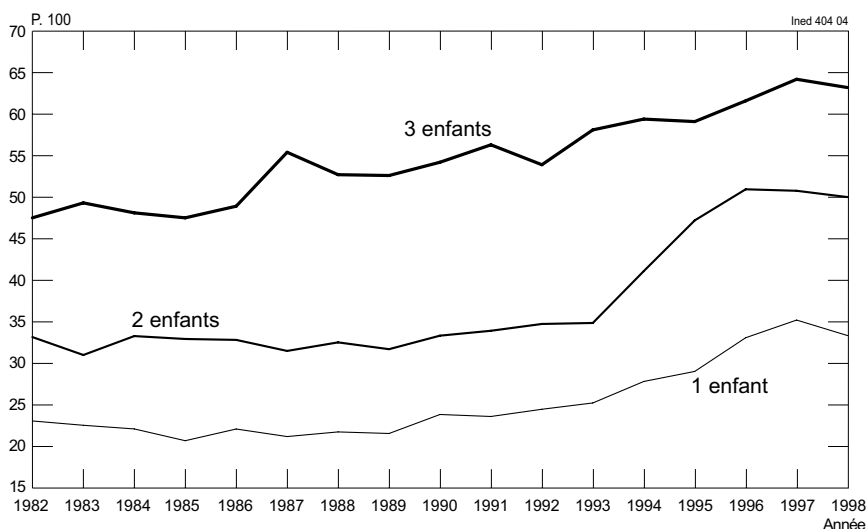


Figure 6. – Taux de retrait du marché du travail à la naissance du *i*ème enfant, en fonction de l'année de naissance de l'enfant, 1982-1998 (ensemble des femmes)

Champ : ensemble des femmes ayant eu une naissance en 1982-1998. N. obs. moy. par an : 2 900 (1 enf.), 2 500 (2 enf.), 1 000 (3 enf.). Écart-type moyen : 0,9 % (1 enf.), 1,0 % (2 enf.), 1,4 % (3 enf.).

Source : Insee, Étude de l'histoire familiale (EHF), 1999.

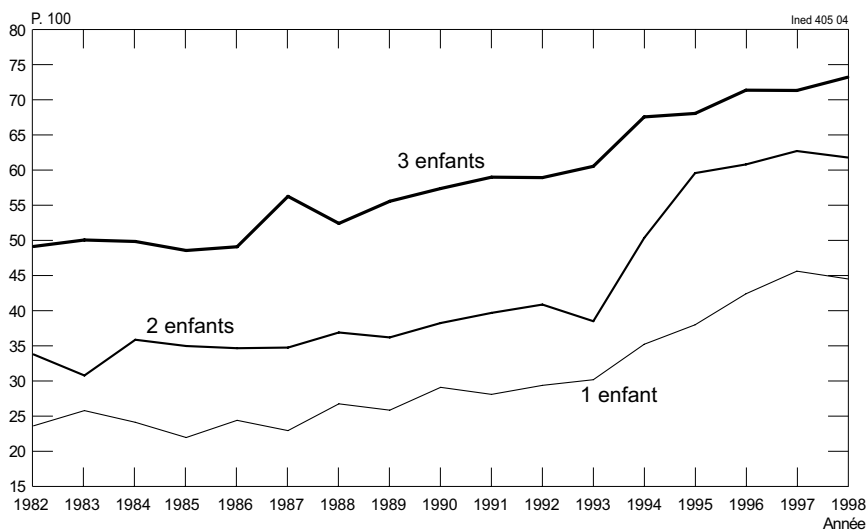


Figure 7. – Taux de retrait du marché du travail à la naissance du *i*ème enfant, en fonction de l'année de naissance de l'enfant, 1982-1998 (femmes sans diplôme)

Champ : femmes ayant une naissance en 1982-1998 (edu = 0). N. obs. moy. par an : 1 300 (1 enf.), 1 200 (2 enf.), 600 (3 enf.). Écart-type moyen : 1,4 % (1 enf.), 1,4 % (2 enf.), 2,3 % (3 enf.).

Source : Insee, Étude de l'histoire familiale (EHF), 1999.



## II. 4. – IMPACT DE L'ALLOCATION PARENTALE D'ÉDUCATION

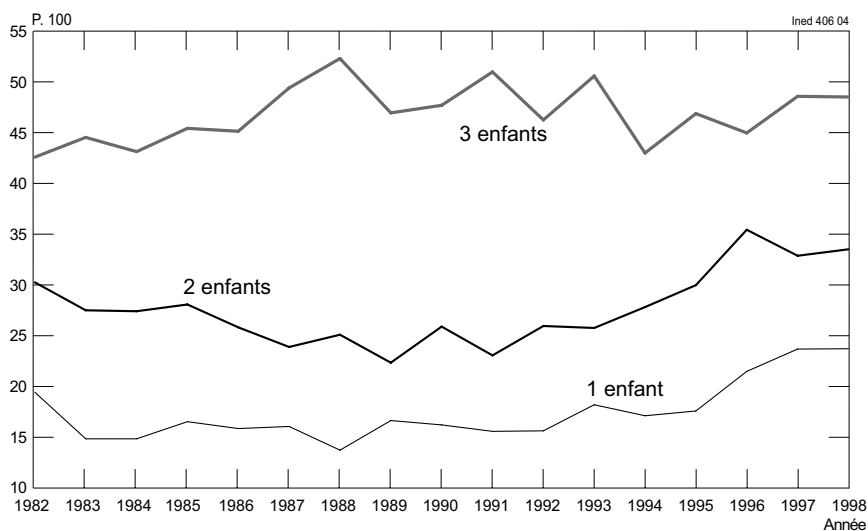


Figure 8. – Taux de retrait du marché du travail à la naissance du 3<sup>ème</sup> enfant, en fonction de l'année de naissance de l'enfant, 1982-1998 (femmes bachelières ou plus)

*Champ* : femmes ayant une naissance en 1982-1998 (edu = 0). N. obs. moy. par an : 1 300 (1 enf.), 1 200 (2 enf.), 600 (3 enf.). Écart-type moyen : 1,4 % (1 enf.), 1,4 % (2 enf.), 2,3 % (3 enf.).

Source : Insee, Étude de l'histoire familiale (EHF), 1999.

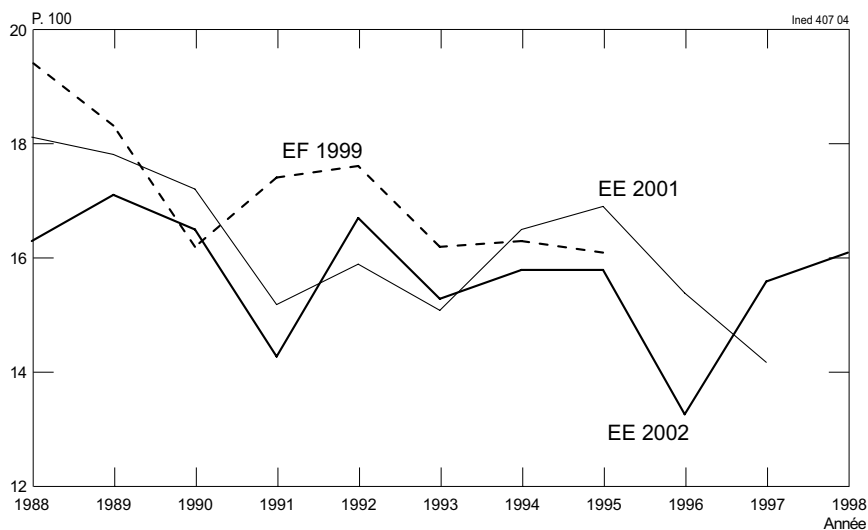


Figure 9. – Probabilité d'avoir un 3<sup>ème</sup> enfant dans les 36 mois suivant la naissance du 2<sup>ème</sup> enfant, en fonction de l'année de naissance du 2<sup>ème</sup> enfant, 1988-1998

*Champ* : naissances de rang 2, 1988-1998. N. obs. moy. par an : 2 700 (EF99), 700 (EE01 et EE02). Écart-type moyen : 0,8 % (EF99) et 1,5 % (EE01 et EE02).

Source : Insee, Étude de l'histoire familiale (EHF), 1999 et enquêtes Emploi 2001-2002.

spécifications (A) et (B), mais en utilisant cette fois toutes les naissances de rang 1, 2 et 3, et en incluant des effets fixes par rang de naissance. L'effet sur les taux de retrait tombe à 8,5-9 points (au lieu de 12-12,5 points), ce qui s'explique par le fait que le rythme de progression du taux de retrait à la naissance du 1<sup>er</sup> enfant s'est légèrement accéléré depuis 1994 (le trend temporel pris en compte par la régression est maintenant plus fort). Il faut cependant noter que cela aboutit à sous-estimer l'impact véritable de l'APE, dans la mesure où l'accélération de la progression du taux de retrait à la naissance du 1<sup>er</sup> enfant s'explique sans doute pour une large part par le fait que ces mères s'apprêtaient à avoir une 2<sup>e</sup> naissance relativement rapprochée pour bénéficier de l'APE de rang 2<sup>(20)</sup>.

TABLEAU 3. – RETRAITS DU MARCHÉ DU TRAVAIL  
À LA NAISSANCE DU 2<sup>E</sup> ENFANT (ESTIMATION DE L'ÉQUATION PROBIT)

	(A)	(B)	(C)	(D)
Impact sur le taux de retrait du marché du travail à la naissance du 2 <sup>e</sup> enfant du fait d'être éligible à l'APE	0,123	0,124	0,088	0,085
Écart-type	0,009	0,009	0,006	0,006
Rang de naissance	2	2	1, 2 et 3	1, 2 et 3
Variables de contrôle				
Trend temporel (linéaire)	Oui	Oui	Oui	Oui
Âge et niveau d'éducation (mère)	Non	Oui	Non	Oui
Type d'agglomération	Non	Oui	Non	Oui
Rang de naissance	–	–	Oui	Oui
<i>Source</i> : Insee, Étude de l'histoire familiale (EHF), 1999.				
<i>Champ</i> : naissances de rang 2 survenues entre 1982 et 1998 (spécifications (A) et (B)) (nombre total d'observations : 42027) et naissances de rang 1, 2 et 3 survenues entre 1982 et 1998 (spécifications (C) et (D)) (nombre total d'observations : 109284) (il s'agit uniquement des naissances pour lesquelles la mère travaillait avant la naissance).				
<i>Lecture</i> : les mères de 2 enfants éligibles à l'APE (c'est-à-dire les femmes dont le 2 <sup>e</sup> enfant est né après le 1 <sup>er</sup> juillet 1994) ont eu un taux de retrait du marché du travail à la naissance de leur 2 <sup>e</sup> enfant supérieur de 12,3 points à celui des autres mères de 2 enfants, en contrôlant pour l'existence d'un éventuel trend temporel linéaire sur ces taux de retrait (spécification (A)). Si l'on raisonne à âge, niveau d'éducation et type d'agglomération donnés, l'effet passe à 12,4 points (spécification (B)). Si l'on raisonne en différentiel par rapport aux taux de retrait associés aux naissances de rang 1 et 3, l'effet passe à 8,8 points (spécification (C)) et 8,5 points (spécification (D)).				

(20) Rappelons en outre que le fait de ne prendre en compte que les interruptions d'au moins 2 années conduit à sous-estimer l'impact de l'APE (par comparaison à l'estimation obtenue à partir des enquêtes Emploi). Le trend de baisse sur les taux de retrait à la 1<sup>re</sup> et la 3<sup>e</sup> naissance est en outre accentué par le fait que c'est pour les naissances de rang 1 et 3 que la proportion de femmes ne travaillant pas avant la naissance a le plus baissé entre 1982 et 1998. Par ailleurs, nous ne mesurons ici que l'impact de l'APE en termes de hausse du taux de retrait à la naissance du 2<sup>e</sup> enfant. En exploitant le panel tournant sur 3 ans des enquêtes Emploi, nous avons montré dans notre étude de 1998 que la baisse globale du taux d'emploi des mères de 2 enfants (dont 1 de moins de 3 ans) consécutive à l'extension de l'APE s'expliquait à la fois par la hausse du taux de retrait à la naissance du 2<sup>e</sup> enfant (pour 2/3 de la baisse globale environ) et par la baisse du taux de retour à l'emploi à la naissance du 2<sup>e</sup> enfant (pour 1/3 environ) (Piketty, 1998, p. 13).

## II. – L'impact dynamique de l'APE : effets sur la natalité

Nous nous sommes limité pour l'instant à l'impact le plus immédiat de la réforme de 1994, i.e. l'impact sur les retraits du marché du travail à la naissance du 2<sup>e</sup> enfant. Ainsi que nous l'avons noté dans l'introduction, il est fort possible que la réforme de 1994 ait également eu des effets dynamiques, à la fois sur la natalité et sur les comportements de reprise d'emploi. Commençons par examiner la question des effets sur la natalité.

L'impact le plus naturel sur la natalité concerne *a priori* la transition du 2<sup>e</sup> enfant au 3<sup>e</sup> enfant. On pourrait en effet imaginer qu'un certain nombre d'allocataires de l'APE de rang 2 aient été incitées soit à avancer la naissance d'un 3<sup>e</sup> enfant qu'elles auraient eu de toute façon (la carrière professionnelle étant déjà interrompue par l'APE de rang 2, il peut être tentant d'enchaîner directement sur une nouvelle grossesse, de façon à ce que les périodes d'interruption professionnelle soient concentrées dans le temps), soit à avoir un 3<sup>e</sup> enfant qu'elles n'auraient pas eu en l'absence de l'APE de rang 2 (le fait de s'arrêter de travailler pour s'occuper du 2<sup>e</sup> enfant peut modifier structurellement le nombre d'enfants souhaité, par exemple parce que cela a donné envie de s'occuper d'un nouvel enfant et/ou parce que cela a rendu les perspectives professionnelles moins attractives). Cependant, dans l'état actuel des données disponibles, il ne semblerait pas que de tels comportements aient eu une importance significative. Si l'on examine l'évolution de la probabilité d'avoir un 3<sup>e</sup> enfant dans les 36 mois suivant la naissance du 2<sup>e</sup> enfant, en fonction de l'année de naissance du 2<sup>e</sup> enfant (toutes femmes confondues), on constate en effet qu'aucune rupture de trend très nette n'est décelable en 1994 (figure 9). Compte tenu du nombre limité d'observations annuelles et de la volatilité des estimations, nous avons indiqué sur la figure 12 les résultats obtenus à la fois avec l'enquête Famille 1999 et avec les enquêtes Emploi 2001 et 2002 (les estimations obtenues avec l'enquête Famille 1999 reposent sur un plus grand nombre d'observations et sont les plus précises)<sup>(21)</sup>. On constate que les résultats obtenus à partir de ces différentes sources sont convergents (en particulier, aucune de ces sources n'indique une rupture de trend claire en 1994). D'après l'enquête Famille 1999, la probabilité d'avoir un 3<sup>e</sup> enfant dans les 36 mois suivant la naissance du 2<sup>e</sup> enfant a été totalement stable entre 1993 et 1995 (16,2 % pour les 2<sup>es</sup> enfants nés en 1993, 16,3 % pour ceux nés en 1994, et 16,1 % pour ceux nés en 1995) (figure 9), et ce bien que ces différentes vagues de cadets aient conduit à des taux de retraits du marché du travail fort différents (figure 6). D'après les enquêtes Emploi, la probabilité d'avoir un 3<sup>e</sup> enfant dans les 36 mois suivant la naissance du 2<sup>e</sup> augmente légèrement en 1994 et 1995, mais baisse en 1996, si bien que l'ensemble de la trajectoire apparaît surtout très volatile (figure 9).

---

<sup>(21)</sup> L'inconvénient de l'enquête Famille est que, ayant été menée en mars 1999, elle ne permet pas de calculer les probabilités de 3<sup>e</sup> naissance dans les 36 mois suivant la seconde naissance pour les secondes naissances postérieures à 1995. L'enquête Emploi 2001 permet d'aller jusqu'aux secondes naissances de 1997, et l'enquête Emploi 2002 jusqu'aux secondes naissances de 1998.

Ces résultats semblent indiquer que l'extension de l'APE au 2<sup>e</sup> enfant n'a pas eu d'impact significatif sur la fécondité ultérieure des femmes qui ont déjà 2 enfants.

On ne peut toutefois pas exclure tout effet : la fécondité des mères de 2 enfants avait tendance à diminuer avant 1993, et il est possible que la baisse se soit poursuivie en l'absence de la réforme de 1994<sup>(22)</sup>. De ce point de vue, et dans la mesure où l'APE concerne essentiellement les femmes peu qualifiées, il est intéressant de décomposer les évolutions observées en fonction du niveau de formation de la mère (tableau 4). On constate que la probabilité pour les femmes sans diplôme d'avoir un 3<sup>e</sup> enfant dans les 36 mois suivant la naissance du 2<sup>e</sup> enfant a diminué régulièrement de 1988-1989 (21,2 %) à 1992-1993 (16,9 %), avant d'augmenter de façon significative entre 1992-1993 (16,9 %) et 1994-1995 (18,0 %). Dans le même temps, la même probabilité concernant les femmes diplômées a diminué de près de 2,5 points entre 1992-1993 et 1994-1995, passant de 16,9 % à 14,5 %<sup>(23)</sup>. En calculant l'évolution entre 1992-1993 et 1994-1995 du différentiel entre femmes sans diplôme et femmes diplômées, on obtient une estimation en « différence de différence » de 3,6 points, ce qui est largement significatif (1'écart-type

TABLEAU 4. – IMPACT DE L'APE SUR LA PROBABILITÉ D'AVOIR UN 3<sup>e</sup> ENFANT (ESTIMATEUR EN DIFFÉRENCE DE DIFFÉRENCE)

	Probabilité de naissance d'un 3 <sup>e</sup> enfant dans les 36 mois suivant la naissance du 2 <sup>e</sup> enfant en fonction de l'année de naissance du 2 <sup>e</sup> enfant		
	Toutes femmes confondues	Femmes sans diplôme (ou CEP)	Femmes diplômées (BEPC ou plus)
1988-1989	18,9	21,2	16,1
1990-1991	16,8	18,5	13,8
1992-1993	16,9	16,9	16,9
1994-1995	16,2	18,0	14,5
N. obs./an	2700	1400	1300
Ecart-type	0,5	0,8	0,8
	Femmes sans diplôme (ou CEP)	Femmes diplômées (BEPC ou plus)	Différence
1992-1993	16,9	16,9	0,0
1994-1995	18,0	14,5	3,5
Différence	1,1	-2,5	3,6

Source : Insee, Étude de l'histoire familiale (EHF), 1999.

(22) On peut également imaginer qu'une rupture apparaîtrait en 1994 si l'on considérait la probabilité d'une 3<sup>e</sup> naissance dans les 72 mois ou les 108 mois, et non pas seulement dans les 36 mois. Il serait cependant relativement étonnant que l'effet sur la descendance finale ne soit pas visible (au moins en partie) à 36 mois. Nous avons utilisé les enquêtes Emploi pour calculer les probabilités à 60 mois, et les évolutions sont similaires à celles indiquées sur la figure 9.

(23) Le codage pour edu utilisé sur le tableau 4 (ainsi que sur les tableaux et figures suivants) est le même que dans la section précédente : edu = 0 dénote les femmes sans diplôme d'enseignement général (autre que le CEP), edu = 1 dénote les femmes dont le diplôme d'enseignement général le plus élevé est le BEPC, et edu = 2 les femmes dont le diplôme d'enseignement général le plus élevé est le baccalauréat (ou plus).

moyen correspondant aux paires d'années est de 0,8 point)<sup>(24)</sup>. Compte tenu de la volatilité générale de ces indicateurs de fécondité, il est cependant difficile d'attribuer avec certitude ce différentiel de 3,6 points à l'extension de l'APE au 2<sup>e</sup> enfant<sup>(25)</sup>. En tout état de cause, on peut noter que cet effet de 3,6 points, à supposer qu'il corresponde effectivement à l'impact de l'APE sur la fécondité des mères sans diplôme de 2 enfants, correspond à environ 5 000 naissances supplémentaires par an,<sup>(26)</sup> ce qui n'est pas négligeable en soi, mais ce qui ne représente cependant que moins de 10 % des quelque 60 000 naissances annuelles supplémentaires enregistrées entre 1994 et 2001 (figure 2). Il est en outre trop tôt pour pouvoir dire dans quelle mesure ces quelque 5 000 naissances correspondent à un avancement dans le temps de naissances qui auraient eu lieu un peu plus tard de toute façon ou bien à de véritables nouvelles naissances<sup>(27)</sup>.

Le fait que l'impact de l'APE sur la probabilité d'avoir un 3<sup>e</sup> enfant soit incertain et d'ampleur limitée ne signifie pas que l'APE n'ait pas eu d'autres effets sur la fécondité. On peut en effet imaginer que l'extension de l'APE au 2<sup>e</sup> enfant ait également eu un impact sur la probabilité de passer de 1 à 2 enfants. De fait, si l'on examine l'évolution de la probabilité d'avoir un 2<sup>e</sup> enfant dans les 36 mois suivant la naissance du 1<sup>er</sup> enfant, en fonction de l'année de naissance du 1<sup>er</sup> enfant (toutes femmes confondues), on observe une rupture relativement nette en 1994 (figure 10). D'après l'enquête Famille 1999, qui nous fournit les estimations les plus fiables, la probabilité était relativement stable aux alentours de 33-34 % de 1988 à 1993, avant de passer à environ 37 % en 1994-1995<sup>(28)</sup>. Les estimations issues des enquêtes Emploi, quoique par nature plus volatiles, indiquent une rupture comparable. Il est également intéressant de noter que cette rupture de 1994 semble s'expliquer par une augmentation structurelle du nombre de femmes souhaitant avoir un 2<sup>e</sup> enfant, et non pas un effet d'avancement dans le temps de naissances qui auraient eu lieu de toute façon. À partir de l'enquête Emploi 2002, on peut en effet calculer que la probabilité d'avoir un 2<sup>e</sup> enfant dans les 60 mois suivant la 1<sup>re</sup> naissance est passée de 59,8 % pour les premières naissances de 1992-1993 à 65,9 % pour les premières naissances de 1994-1995, soit une hausse

<sup>(24)</sup> En estimant une équation probit pour la probabilité d'une 3<sup>e</sup> naissance dans les 36 mois, nous avons vérifié que l'inclusion d'autres variables de contrôle ne modifiait que marginalement cette estimation de 3,6 points.

<sup>(25)</sup> L'identification serait plus convaincante si la probabilité concernant les femmes diplômées était plus stable (ou baissait régulièrement) entre 1988-1989 et 1992-1993 : le fait que l'on observe d'aussi fortes variations allant en sens inverse entre 1988-1989 et 1990-1991 puis entre 1990-1991 et 1992-1993 (tableau 4) laisse à penser que ces indicateurs de fécondité peuvent varier pour toutes sortes de raisons sur une période relativement courte, au sein desquelles il serait présomptueux de prétendre pouvoir isoler avec certitude l'impact de l'APE.

<sup>(26)</sup> Le nombre annuel de naissances de rang 2 étant d'environ 250 000 dans les années 1990, dont environ 130 000 issues de mères non diplômées (avec le codage fourni par l'enquête Famille, la part obtenue avec l'enquête Emploi est plus faible), une augmentation de 3,6 points de la probabilité d'avoir un 3<sup>e</sup> enfant correspond à 3,6 % de 130 000, soit 4 680 naissances.

<sup>(27)</sup> Les enquêtes Emploi 2001 et 2002 permettent de calculer des probabilités de naissances à 60 mois, mais les échantillons sont de taille trop réduite pour pouvoir effectuer des décompositions fiables par niveau de formation.

<sup>(28)</sup> Ce résultat est cohérent avec l'accélération à partir de 1993-1994 du passage entre la 1<sup>re</sup> et la 2<sup>e</sup> naissance observée par Toulemon et Mazuy, 2001, p. 622.

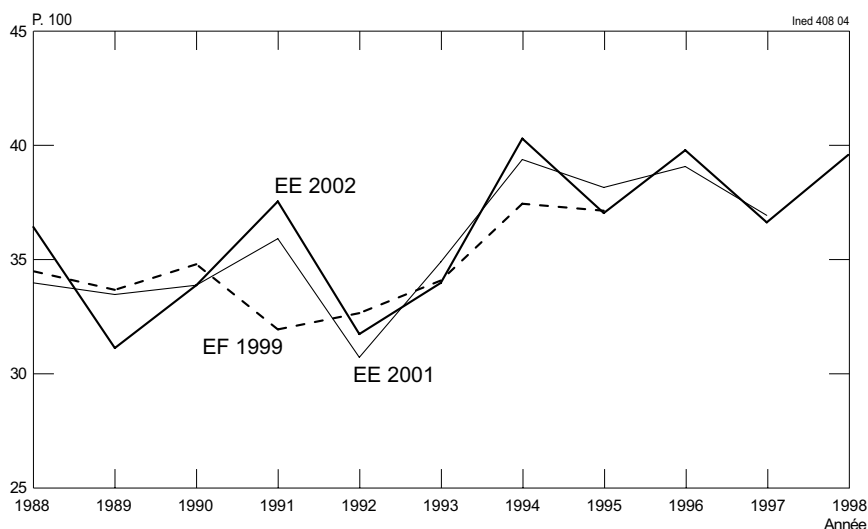


Figure 10. – Probabilité d’avoir un 2<sup>e</sup> enfant dans les 36 mois suivant la naissance du 1<sup>er</sup> enfant, en fonction de l’année de naissance du 1<sup>er</sup> enfant, 1988-1998

Champ : naissances de rang 2, 1988-1998. N. obs. moy. par an : 3200 (EF99), 800 (EE01 et EE02). Écart-type moyen : 0,9 % (EF99) et 1,7 % (EE01 et EE02).

Source : Insee, Étude de l’histoire familiale (EHF), 1999 et enquêtes Emploi 2001-2002.

de 6,1 points. Or ce différentiel de 6,1 points est sensiblement équivalent (et même légèrement supérieur) au différentiel obtenu avec les probabilités d’avoir un 2<sup>e</sup> enfant dans les 36 mois suivant la 1<sup>re</sup> naissance, soit 5,7 points (tableau 5). Si la rupture de 1994 était due à un pur effet d’avancement des naissances, alors le différentiel devrait être plus faible à 60 mois qu’à 36 mois. On ne peut toutefois pas exclure à ce stade que le différentiel finisse par se réduire au niveau de la descendance finale, ainsi que cela a apparemment été observé dans le cas du congé parental suédois<sup>(29)</sup>.

Si l’on attribue la hausse de 4-5 points de la probabilité d’avoir un 2<sup>e</sup> enfant dans les 36 mois observée entre 1992-1993 à 1994-1995 à l’extension de l’APE, alors on obtient une estimation d’environ 12 000 naissances supplémentaires par an dues à l’APE<sup>(30)</sup>, soit environ 20 % de la hausse totale

<sup>(29)</sup> Cf. Calot et Sardon, 1997. Pendant les années 1980, 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 2<sup>e</sup> congé parental allait désormais être calculée sur la base du salaire précédant la naissance du 1<sup>er</sup> 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 naissances 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 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.

## II. 4. – IMPACT DE L'ALLOCATION PARENTALE D'ÉDUCATION

TABLEAU 5. – IMPACT DE L'APE SUR LA PROBABILITÉ D'AVOIR UN 2<sup>e</sup> ENFANT  
(EFFET STRUCTUREL VS EFFET D'AVANCEMENT DES NAISSANCES)

	Probabilité de naissance d'un 2 <sup>e</sup> enfant dans les <i>n</i> mois suivant la naissance du 1 <sup>er</sup> enfant en fonction de l'année de naissance du 1 <sup>er</sup> enfant		
	<i>n</i> = 36	<i>n</i> = 60	Différence
1992-1993	32,9	59,8	26,9
1994-1995	38,6	65,9	27,3
Différence	5,7	6,1	0,4
N. obs./an	800	800	800
Écart-type	0,8	0,8	0,8

*Source* : Insee, Étude de l'histoire familiale (EHF), 1999.

d'environ 60 000 naissances supplémentaires par an observée en France entre 1994 et 2001. Cependant, il est de nouveau bien difficile d'attribuer à l'APE la rupture observée en 1994. Il existe bien d'autres raisons susceptibles d'expliquer cette évolution, à commencer par la conjoncture économique.

De fait, si l'on décompose les évolutions observées par niveau de formation, on constate que toutes les mères de 1 enfant, et pas seulement les mères sans diplôme de 1 enfant (qui étaient les plus susceptibles d'être affectées par l'extension de l'APE au 2<sup>e</sup> enfant), ont vu leur fécondité progresser au milieu des années 1990. On notera toutefois que la hausse a été sensiblement plus forte pour les femmes non diplômées. Si l'on applique le même estimateur en « différence de différence » que pour les naissances de rang 3, alors on obtient un effet de 3,4 points (tableau 6), soit un nombre de naissances annuelles supplémentaire de l'ordre de 5 000 (moins de 10 % de la hausse totale 1994-2001)<sup>(31)</sup>, ce qui constitue sans doute une borne supérieure plus raisonnable que l'estimation de 20 % obtenue en simple différence temporelle.

Pour résumer, disons qu'il est très difficile dans l'état actuel des données disponibles d'identifier de façon totalement convaincante un impact significatif de l'APE sur la fécondité. En tout état de cause, l'extension de l'APE survenue en 1994 ne semble pas pouvoir expliquer plus de 20-30 % de l'augmentation totale du nombre de naissances survenue en France depuis cette date (au maximum 10 % pour les naissances de rang 3 et 10-20 % pour les naissances de rang 2)<sup>(32)</sup>, et il est possible que l'impact véritable soit nettement inférieur.

<sup>(30)</sup> Le nombre annuel de naissances de rang 1 est d'environ 300 000 en France dans les années 1990, dont environ 150 000 issues de mères non diplômées, et 3,4 % de 150 000 = 5 100.

<sup>(31)</sup> cf. note 28.

<sup>(32)</sup> Nous ne prenons pas en compte ici l'éventuel impact sur les naissances de rang 1, qui est encore plus difficile à identifier que celui sur les naissances de rang 2.

TABLEAU 6. – IMPACT DE L’APE SUR LA PROBABILITÉ D’AVOIR UN 2<sup>e</sup> ENFANT (ESTIMATEUR EN DIFFÉRENCE DE DIFFÉRENCE)

	Probabilité de naissance d’un 2 <sup>e</sup> enfant dans les 36 mois suivant la naissance du 1 <sup>er</sup> enfant en fonction de l’année de naissance du 1 <sup>er</sup> enfant		
	Toutes femmes confondues	Femmes sans diplôme (ou CEP)	Femmes diplômées (BEPC ou plus)
1988-1989	34,1	31,4	37,2
1990-1991	33,4	31,9	35,0
1992-1993	33,4	29,5	37,6
1994-1995	37,3	34,8	39,6
N. obs./an	3200	1700	1500
Écart-type	0,6	0,8	0,8
	Femmes sans diplôme (ou CEP)	Femmes diplômées (BEPC ou plus)	Différence
1992-1993	29,5	37,6	– 8,2
1994-1995	34,8	39,6	– 4,8
Différence	5,3	2,0	3,4

Source : Insee, Étude de l’histoire familiale (EHF), 1999.

### III. – L’impact dynamique de l’APE : effets sur la reprise d’emploi

Passons maintenant à l’estimation des effets dynamiques de l’APE en termes de reprise d’emploi. Examinons tout d’abord le cas des allocataires de l’APE de rang 2 dont le 2<sup>e</sup> enfant atteint 36 mois (elles n’ont donc plus droit à l’APE de rang 2) et qui n’ont pas de 3<sup>e</sup> enfant. On aurait pu *a priori* imaginer que ces femmes 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 conduites à s’arrêter de travailler. En l’occurrence, cela ne semble pas être le cas. Si l’on examine l’évolution du taux d’emploi des mères de 2 enfants dont le benjamin est âgé de 36 à 72 mois, en fonction de l’année de naissance du benjamin, alors on observe un trend croissant relativement régulier, sans rupture de trend en 1994 (figure 11), et ce bien qu’une forte proportion des femmes dont le 2<sup>e</sup> enfant est né après juillet 1994 aient interrompu leur carrière professionnelle pour bénéficier de l’APE (figure 6). On constate également que la hausse du taux d’emploi entre 1990-1993 et 1995-1998 est (légèrement) plus forte pour les femmes non diplômées que pour les femmes bachelières, si bien que l’estimateur en double-différence va dans le mauvais sens (il est surtout statistiquement non significatif, tableau 7). Les mères de 2 enfants ne semblent donc avoir eu aucune difficulté à retourner sur le marché du travail à l’issue de leur allocation, ce que confirment les résultats des régressions décrites plus bas (tableau 9). Dans la mesure où l’APE garantit en principe le droit réintégré



## II. 4. – IMPACT DE L'ALLOCATION PARENTALE D'ÉDUCATION

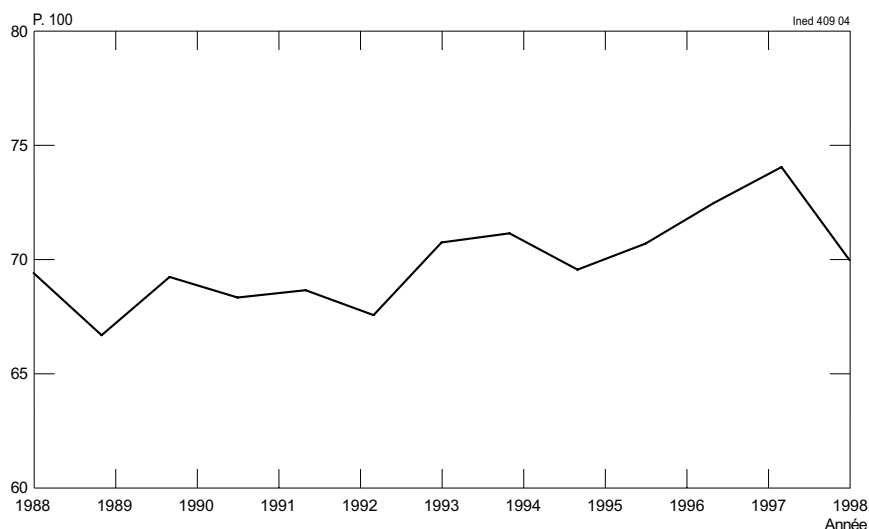


Figure 11. – Taux d'emploi des mères de 2 enfants dont le benjamin a entre 36 et 72 mois, en fonction de l'année de naissance du benjamin, 1986-1998

Champ : naissances de rang 2, 1988-1998. N. obs. moy. par an : 1500. Écart-type moyen : 1,2 %.

Source : Insee, enquêtes Emploi 1990-2002.

TABEAU 7. – IMPACT DE L' APE SUR LA REPRISE D'EMPLOI POUR LES MÈRES DE 2 ENFANTS (ESTIMATEUR EN DOUBLE-DIFFÉRENCE)

	Taux d'emploi des mères de 2 enfants dont le benjamin a entre 36 et 72 mois en fonction de l'année de naissance du benjamin		
	Toutes femmes confondues	Femmes sans diplôme (ou CEP)	Femmes diplômées (Bac ou plus)
1986-1989	68,4	58,4	81,2
1990-1993	69,5	56,0	81,7
1995-1998	71,8	58,2	82,7
N. obs./an	1500	550	450
Écart-type	0,6	1,0	1,0
	Femmes sans diplôme (ou CEP)	Femmes diplômées (Bac ou plus)	Différence
1990-1993	56,0	81,7	- 25,7
1995-1998	58,2	82,7	- 24,5
Différence	2,2	1,0	1,2

Source : Insee, enquêtes Emploi 1990-2002.

dans son entreprise ou son administration à l'issue des 3 années d'allocation, ce résultat n'est peut-être pas totalement surprenant. Au moins suggère-t-il que ce droit est effectivement appliqué, et que la perte de motivation et l'enracinement dans la vie de foyer jouent un rôle relativement mineur. Il faut

HISTOIRES DE FAMILLES, HISTOIRES FAMILIALES

TABLEAU 8. – IMPACT DE L’APE SUR LA REPRISE D’EMPLOI  
POUR LES MÈRES DE 3 ENFANTS (ESTIMATEUR EN DOUBLE-DIFFÉRENCE)

	Taux d’emploi des mères de 3 enfants dont le benjamin a moins de 36 mois en fonction de l’année de naissance du 2 <sup>e</sup> enfant		
	Toutes femmes confondues	Femmes sans diplôme (ou CEP)	Femmes diplômées (Bac ou plus)
1986-1989	31,0	19,1	52,1
1990-1993	33,5	19,1	53,3
1995-1998	30,6	14,4	56,7
N. obs./an	700	300	250
Écart-type	1,0	1,3	1,5
	Femmes sans diplôme (ou CEP)	Femmes diplômées (Bac ou plus)	Différence
1990-1993	19,1	53,3	– 34,2
1995-1998	14,4	56,7	– 42,2
Différence	– 4,7	3,4	– 8,0

Source : Insee, enquêtes Emploi 1990-2002.

TABLEAU 9. – RETOUR SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL À L’ISSUE  
D’UNE APE DE RANG 2 (ESTIMATION DE L’ÉQUATION PROBIT D’OFFRE DE TRAVAIL)

	(A)	(B)
Impact sur le taux d’emploi du fait		
D’être mère de 2 enfants éligible à l’APE <i>i.e. benjamin âgé de moins de 3 ans et né après le 1/7/1994</i>	– 0,139 <i>0,005</i>	– 0,144 <i>0,007</i>
D’être mère de 2 enfants et d’avoir été éligible à l’APE <i>i.e. benjamin âgé de plus de 3 ans et né après le 1/7/1994</i>	0,008 <i>0,006</i>	0,007 <i>0,008</i>
D’être mère de 3 enfants éligible à l’APE et d’avoir été éligible à l’APE de rang 2 <i>i.e. benjamin âgé de moins de 3 ans et 2<sup>e</sup> enfant né après le 1/7/1994</i>	– 0,110 <i>0,012</i>	– 0,146 <i>0,015</i>
D’être mère de 3 enfants non éligible à l’APE et d’avoir été éligible à l’APE de rang 2 <i>i.e. benjamin âgé de plus de 3 ans et 2<sup>e</sup> enfant né après le 1/7/1994</i>	– 0,025 <i>0,023</i>	0,055 <i>0,025</i>
Variables de contrôles :		
Nombre et âge des enfants	Oui	Oui
Trend temporel (dummies années)	Oui	Oui
Âge et niveau d’éducation (mère)	Non	Oui
Type d’agglomération	Non	Oui
Produit des dummies années par les variables sociodémographiques	Non	Oui

Source : Insee, enquêtes Emploi, 1990-2002.  
Champ : femmes âgées de moins de 55 ans (N. total d’observations : 402702).  
Lecture : cf. texte.

toutefois noter que la première vague d'allocataires de l'APE de rang 2 a bénéficié à sa sortie de l'allocation de la très bonne conjoncture économique des années 1997-2000. Il est difficile de dire si le retour à l'emploi se serait déroulé de la même façon en cas de mauvaise conjoncture. Enfin, le fait que les ex-allocataires reprennent leur travail n'implique évidemment pas que l'APE n'a pas d'impact durable sur les trajectoires professionnelles : il est possible que le fait de s'être interrompu pendant plusieurs années ait diminué les chances de promotion, le salaire à long terme, etc.<sup>(33)</sup>

Considérons maintenant le cas des allocataires de l'APE de rang 2 dont le 2<sup>e</sup> enfant atteint 36 mois (elles n'ont donc plus droit à l'APE de rang 2), mais qui ont un 3<sup>e</sup> enfant. Ainsi que nous l'avons vu plus haut, le fait d'être passé par l'APE de rang 2 ne semble pas avoir d'impact notable sur la décision d'avoir ou non un 3<sup>e</sup> enfant (la probabilité n'a guère changé avant et après 1994). Mais même si l'APE n'a pas d'impact important sur la natalité (les femmes qui ont eu un 3<sup>e</sup> enfant l'auraient eu de toute façon), il est fort possible que le fait d'être passé par une APE de rang 2 ait un impact important sur la décision de bénéficier de l'APE de rang 3 : à partir du moment où l'on s'est déjà arrêté de travailler, la perspective de recommencer à travailler avec un 3<sup>e</sup> enfant en bas âge peut paraître encore moins attractive que si l'on ne s'était pas arrêté de travailler. De fait, c'est ce que l'on observe. Si l'on examine l'évolution du taux d'emploi des mères de 3 enfants (dont au moins 1 de moins de 36 mois), en fonction de l'année de naissance du 2<sup>e</sup> enfant, alors on constate une très nette discontinuité en 1994 : le taux d'emploi croissait au cours des années précédentes et atteignait 34 % en 1993, avant de chuter brutalement en 1994 et de se stabiliser aux alentours de 28-30 % depuis lors (figure 12). De plus, si l'on décompose ces évolutions par niveaux de formation, on observe que la chute de 1994 s'explique uniquement par les femmes non diplômées (dont le taux d'emploi passe de 19,1 % à 14,4 % entre 1990-1993 et 1995-1998, alors qu'il était stable entre 1986-1989 et 1990-1993), et que le taux d'emploi des femmes diplômées a au contraire continué de progresser entre 1990-1993 et 1995-1998 (de 53,3 % à 56,7 %) (tableau 8). L'estimateur en double-différence conduit ainsi à un effet très significatif de 8 points.

Afin de préciser l'ampleur de cet effet, nous avons également estimé une équation probit d'offre de travail du même type que celle décrite sur le tableau 1, à la différence près que nous incluons maintenant plusieurs variables de traitement, qui permettent de repérer plusieurs catégories de mères qui ont eu un 2<sup>e</sup> enfant né après juillet 1994 et qui ont été affectées différemment par l'extension de 1994 : les mères de 2 enfants dont le benjamin a moins de 3 ans et est né après juillet 1994, les mères de 2 enfants dont le benjamin a plus de 3 ans et est né après juillet 1994, les mères de 3 enfants dont le benjamin a moins de 3 ans et le 2<sup>e</sup> enfant est né après juillet 1994, et les

---

<sup>(33)</sup> Par exemple, Albrecht *et al.* (2001) suggèrent que le congé parental suédois contribue à expliquer la très faible proportion de femmes dans les postes de responsabilité en Suède (en dépit d'un différentiel moyen de salaires hommes-femmes relativement faible).



Figure 12. – Taux d'emploi des mères de 3 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans), en fonction de l'année de naissance du 2<sup>e</sup> enfant, 1986-1998

Champ : naissances de rang 2, 1990-2002. N. obs. moy. par an : 700. Écart-type moyen : 1,6 %.

Source : Insee, enquêtes Emploi 1990-2002.

mères de 3 enfants dont le benjamin a plus de 3 ans et le 2<sup>e</sup> enfant est né après juillet 1994. Le tableau 9 donne les résultats de ces régressions<sup>(34)</sup>.

L'interprétation des coefficients indiqués sur le tableau 9 est immédiate : par exemple, un coefficient négatif sur la 3<sup>e</sup> variable de traitement signifie que les mères de 3 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) s'arrêtent plus souvent de travailler lorsqu'elles ont eu droit à l'APE de rang 2, toutes autres choses égales par ailleurs. En l'occurrence, nous obtenons un coefficient négatif très significatif correspondant à un effet de 11,0 points (dans la spécification (A)) et de 14,6 points (dans la spécification (B)), ce qui signifie que la prise en compte des autres variables observables aboutit à rehausser l'estimation en double-différence de 8 points indiquée plus haut. Compte tenu du fait qu'il existe environ 300 000 mères de 3 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans), cet effet de 11,0-14,6 points correspond à une estimation de l'ordre de 30 000-50 000 mères de 3 enfants (dont au moins 1 de moins de 3 ans) qui

<sup>(34)</sup> Techniquement, les estimations dont les résultats sont indiqués sur le tableau 1 ont été réalisées en fonction d'un modèle probit, et portent sur 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 1982-2001, soit au total plus de 590 000 observations individuelles. La variable dépendante de la régression est *pao* (*pao* = 1 si la personne est active occupée, *pao* = 0 si la personne est chômeuse ou inactive). La variable *treat1* repère les mères de 2 enfants dont le benjamin a moins de 3 ans et est né après juillet 1994, la variable *treat2* repère les mères de 2 enfants dont le benjamin a plus de 3 ans et est né après juillet 1994, la variable *treat3* repère les mères de 3 enfants dont le benjamin a moins de 3 ans et le 2<sup>e</sup> enfant est né après juillet 1994, et *treat4* repère les mères de 3 enfants dont le benjamin a plus de 3 ans et le 2<sup>e</sup> enfant est né après juillet 1994. Les variables explicatives sont les mêmes que précédemment, et les coefficients indiqués sur le tableau 9 sont les effets marginaux des variables de traitement *treat1*, *treat2*, *treat3* et *treat4*.

ne se seraient pas arrêtées de travailler à la naissance de leur 3<sup>e</sup> enfant si elles n'avaient pas bénéficié d'une APE de rang 2. Il est intéressant de noter que cette estimation de l'ordre de 30 000-50 000 correspond très précisément à l'augmentation du nombre d'APE de rang 3 constatée depuis 1995-1996 (figure 1).

On peut donc conclure de façon relativement confiante que l'extension de l'APE au 2<sup>e</sup> enfant survenue en 1994 a non seulement conduit à quelques 100 000-150 000 retraits du marché du travail parmi les mères de 2 enfants (dont 1 de moins de 3 ans), mais également à près de 50 000 retraits du marché du travail parmi les mères de 3 enfants (dont 1 de moins de 3 ans), soit au total de 150 000-200 000 retraits. Encore faut-il préciser que ce total n'est qu'une sous-estimation, car il ne prend pas en compte la question du retour à l'emploi des mères de 3 enfants après 2 APE consécutives. Le tableau 9 indique un coefficient négatif et significatif sur  $\text{treat}_4$ , ce qui suggère qu'un effet de ce type existe. Mais il est encore trop tôt pour le mesurer correctement (il existe très peu de  $\text{treat}_4 = 1$  dans l'échantillon).

Les résultats indiqués sur le tableau 9 confirment également que les mères de 2 enfants n'ont éprouvé aucune difficulté particulière pour reprendre un travail à l'issue de leur APE de rang 2 : le coefficient sur la seconde variable de traitement est très proche de 0 et non significatif. Le fait que l'on obtienne des résultats aussi différents pour les mères de 2 enfants et les mères de 3 enfants suggère qu'il existe une forte hétérogénéité non observée entre ces deux groupes : les mères de 3 enfants sont structurellement moins attachées au travail, et le fait de s'être arrêtées pendant quelques années à la naissance du 2<sup>e</sup> enfant a donc pour elles un impact sur leurs attitudes futures face au travail que l'on ne retrouve pas chez les mères de 2 enfants.

## Conclusion

Les résultats présentés dans cette étude sont beaucoup trop incomplets et insuffisants pour servir de base à une évaluation globale de l'effet de l'Allocation parentale d'éducation et de son extension au 2<sup>e</sup> enfant survenue en 1994. Certains résultats pourraient certes prêter à un certain optimisme. Les résultats sur la reprise d'emploi ne suggèrent-ils pas que l'APE permet à des femmes peu qualifiées et vivant de petits salaires de s'occuper de leur enfant pendant 3 ans, sans pour autant que cela diminue leurs chances de reprendre un travail par la suite ? Il faut cependant noter que ce résultat est peut-être en partie dépendant de la bonne conjoncture économique des années 1997-2000, et que le retour à l'emploi aurait pu moins bien se passer avec une autre conjoncture. Par ailleurs, nous avons vu que la réforme de 1994 avait contribué à creuser le fossé entre les mères de 2 enfants et les mères de 3 enfants,

ces dernières étant affectées de façon dynamique par le passage par l'APE de rang 2.

Surtout, ainsi que nous l'avons déjà noté, il est trop tôt pour évaluer l'impact du passage par l'APE sur la qualité des carrières professionnelles : on peut fort bien imaginer que l'interruption de travail due à l'APE ne diminue pas les chances de retrouver un emploi (grâce notamment à la garantie de réintégration en principe accordée par la loi), mais réduit sensiblement les perspectives de promotion et de progression salariale, et donc les perspectives de réduction des inégalités hommes-femmes face aux responsabilités professionnelles et au salaire. Plus généralement, il est bien évident que l'APE ne contribue guère à réduire les inégalités hommes-femmes dans la répartition des tâches domestiques et professionnelles (98 % des allocataires de l'APE sont des femmes), et cette question mériterait d'être étudiée en tant que telle.

Enfin, toute tentative d'évaluation globale de l'APE devrait également essayer de mesurer l'éventuel impact positif (ou négatif) de ce dispositif sur l'éducation des enfants. Un argument traditionnellement invoqué en faveur du salaire maternel est en effet que les enfants (notamment en bas âge) bénéficieraient grandement de la présence de leur mère à la maison. La réforme de l'APE de 1994 offre une opportunité unique pour évaluer l'importance de ces effets : suivant leur année de naissance autour de 1994, et même suivant leur mois de naissance en 1994, les cadets ont en effet été exposés à des probabilités très différentes d'avoir leur mère à la maison. On peut donc espérer pouvoir isoler les éventuels effets sur la réussite scolaire ultérieure. Il faudra là encore attendre quelques années pour que les données nécessaires à une telle étude deviennent disponibles.

## Références

- AFSA C., 1996, « L'activité féminine à l'épreuve de l'allocation parentale d'éducation », *Recherches et prévisions*, n° 46, p. 1-8.
- AFSA C., 1998, « L'allocation parentale d'éducation : entre politique familiale et politique de l'emploi », *Insee première*, n° 569.
- ALBRECHT J., BJÖRKLUND A., 2001, VROMAN S., « Is There a Glass Ceiling in Sweden? », mimeo, Stockholm.
- CALOT G., SARDON J.-P., 1997, « Étonnante fécondité suédoise », *Futuribles*, n° 217, p. 5-14.
- CNAF (différentes années), *Statistiques Caf et tous régimes*, Caisse nationale des allocations familiales.
- EISSA N., LIEBMAN J., 1996, « Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit », *Quarterly Journal of Economics*, n° 111, p. 605-637.
- PIKETTY T., 1998, « L'impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels : une estimation pour le cas français », *Économie et prévision*, n° 132-133, p. 1-35.
- PIKETTY T., 2003a, « Une nouvelle estimation de l'élasticité de l'activité féminine et de la fécondité en France », *Document de travail du Cepremap*, n° 2003-09.
- PIKETTY T., 2003b, « The Impact of Divorce on School Performance : Evidence from France, 1968-2002 », *CEPR Discussion Paper*, n° 4146.
- TOULEMON L., M. MAZUY, 2001, « Les naissances sont retardées mais la fécondité est stable », *Population*, 56(4), p. 611-643.

