Fécondité et offre de travail des femmes en France

Guy Laroque et Bernard Salanié

Édition électronique

URL : <https://journals.openedition.org/economiepublique/269>

DOI : [10.4000/economiepublique.269](https://doi.org/10.4000/economiepublique.269)

ISSN : 1778-7440

Éditeur

IDEP - Institut d'économie publique

Édition imprimée

Date de publication : 15 juillet 2004

ISSN : 1373-8496

Référence électronique

Guy Laroque et Bernard Salanié, « Fécondité et offre de travail des femmes en France », *Économie publique/Public economics* [En ligne], 13 | 2003/2, mis en ligne le 04 janvier 2006, consulté le 28 juin 2022. URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/269> ; DOI : <https://doi.org/10.4000/economiepublique.269>

économie publique

études et recherches

Revue de l'Institut d'Économie Publique

Deux numéros par an

n° 13 - 2003/2

économiepublique sur internet : www.idep-fr.org > Publications

© Institut d'économie publique – IDEP

Centre de la Vieille-Charité

2, rue de la Charité – F-13002 Marseille

Tous droits réservés pour tous pays.

Il est interdit, sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, de reproduire (notamment par photocopie) partiellement ou totalement le présent ouvrage, de le stocker dans une banque de données ou de le communiquer au public, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit.

Imprimé en France.

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

ISSN 1373-8496

Dépôt légal en cours

Fécondité et offre de travail des femmes en France

Guy Laroque *

Bernard Salanié **

Résumé

Le redressement de la natalité en France depuis dix ans a parfois été lié aux mesures récentes de politique familiale. Nous présentons ici une première tentative d'évaluation de la sensibilité de la fécondité aux incitations financières en France. Nous utilisons à cette fin un modèle de microsimulation du système socio-fiscal qui retrace les décisions de participation et de fécondité des femmes. Ce modèle est estimé sur des données individuelles de l'Enquête Emploi. Nos résultats, qui restent préliminaires, suggèrent que l'influence des incitations financières et notamment de la politique familiale sur la fécondité est assez faible en France.

Mots clés : Démographie économique, fécondité, incitations.

Summary

The recent increase in the French birth rate has sometimes been linked to more generous family benefits. We present here a first attempt to evaluate the sensitivity of fertility to financial incentives in France. We use a microsimulation model of the tax-benefit system to study participation and fertility choices of women. We estimate this model on individual data from the Labor Force Survey. Our (preliminary)

*. CREST-INSEE et GRECSTA.

**. CREST-INSEE, GRECSTA et CEPR. Notre recherche a bénéficié des commentaires de Didier Blanchet, Nathalie Blanpain, Olivia Ekert-Jaffé, Philippe Février, Dominique Goux, James Heckman, Mark Killingsworth, Anne Laferrère, Annalisa Luporini, Thierry Magnac, Alain Trannoy, Laurent Toulemon, Daniel Verger et James Walker.

results suggest that financial incentives and therefore family benefits only play a modest role in fertility decisions in France.

Keywords: Economic demographics, fertility, incitations.

J.E.L. : J13.

Introduction

Après le « baby boom » qui a suivi la deuxième guerre mondiale, le taux de natalité français a chuté de manière spectaculaire au milieu des années 1960. Le nombre de naissances est resté élevé pendant quelques années, les femmes nées durant le baby boom commençant à avoir des enfants ; mais il a fortement baissé au début des années 1970, comme le montre la figure . On observe depuis 1995 un redressement du nombre de naissances qui a attiré l'attention des media. Cette évolution a souvent été rapprochée de plusieurs mesures de politique familiale prises à la même époque, avec notamment l'extension de l'« Allocation Parentale d'Éducation » (APE) aux naissances de rang 2 en Juillet 1994.

La politique familiale mise en œuvre avec le Code de la Famille en 1939 reposait de fait, en partie au moins, sur l'espoir qu'elle encouragerait la fécondité. Cette croyance contraste avec les motivations observées dans la plupart des autres pays, où la politique familiale a pour but essentiel d'assurer un niveau de vie minimal aux enfants (voir Gauthier (1996)). Même en France, le rapport récent de Thélot & Villac (1998) sur la politique familiale mentionnait à peine les incitations à la natalité ; ce point est toutefois réapparu dans l'exposé des motifs de la loi relative à la Prestation d'accueil au jeune enfant (PAJE), qui rentre en vigueur début 2004 et sur laquelle nous reviendrons plus loin.

Il est naturel pour des économistes de présumer l'existence d'un lien entre la politique familiale et la natalité. Le modèle usuel de Becker (1991) implique que la demande d'enfants dépend de leur coût net, qui est lui-même affecté par la politique familiale (voir Cigno (1986) pour une analyse théorique de l'impact du système socio-fiscal sur la fécondité). La quantification de ces effets, s'ils existent bien, est un exercice plus délicat ; plusieurs approches ont été utilisées (voir par exemple la revue de littérature de Hotz, Klerman & Willis (1997)). Pour simplifier la discussion, considérons un modèle évidemment caricatural de la forme

$$N_i = f(D_i) + \alpha \Delta R_i + \varepsilon_i$$

où i est l'indice repérant une unité d'observation, N_i une mesure de sa fécondité, D_i un ensemble de déterminants sociologiques et démographiques de la fécondité,

Figure 1 : Le nombre de naissances annuel en France de 1950 à 1999

et ΔR_i est l'accroissement net du revenu de l'unité i lié à une naissance. L'objectif des travaux empiriques est ici d'estimer la valeur du coefficient α . Cette tâche est rendue difficile par deux éléments défavorables :

- nous n'avons que peu d'idées *a priori* sur la liste des variables à inclure dans D et sur la forme de la fonction f
- une bonne mesure de la variable ΔR est cruciale, faute de quoi l'estimateur de α sera biaisé.

Un premier groupe de travaux utilise des données agrégées sur un panel de pays ; l'unité d'observation est alors un pays en une année donnée. Les travaux de Ekert-Jaffé (1986), Blanchet & Ekert-Jaffé (1994) et Gauthier & Hatzius (1997) suggèrent ainsi que la politique familiale française augmenterait la fécondité de 0,2 enfant par femme. Ce résultat paraît néanmoins fragile. D'une part, les données agrégées ne permettent de retenir qu'un petit nombre de déterminants sociologiques et démographiques dans D ; d'autre part, la variable retenue pour représenter ΔR est un indicateur unidimensionnel de la générosité de la politique familiale, qui ne peut être qu'un résumé grossier d'un système très complexe ¹.

La plupart des travaux récents ont en fait utilisé des données individuelles, qui seules permettent à la fois de disposer de suffisamment d'observations et d'une base d'information sur chaque individu assez riche pour pouvoir mesurer ses incitations financières. Les articles de Rosenzweig & Schultz (1985), Hotz & Miller

1. L'étude récente de Milligan (2002) adopte l'approche des expériences naturelles pour évaluer l'impact sur la fécondité d'une prime à la naissance au Québec ; cette étude trouve un effet important, mais ne permet pas d'évaluer le paramètre α .

(1988), Heckman & Walker (1990a) et Heckman & Walker (1990b) confirment ainsi que comme le prévoit la théorie, la fécondité décroît avec le salaire potentiel de la femme et croît avec les autres revenus du couple ; mais les effets estimés sont assez faibles². L'article de Heckman & Walker (1990b) apporte une attention particulière aux effets de sélection potentiellement associés à des caractéristiques des femmes non observées par l'économètre et qui pourraient biaiser les conclusions de l'analyse. Il conclut, sur données suédoises, que ces effets sont négligeables.

Ces articles reposent sur une mesure très fruste de la variable ΔR . Elle est généralement représentée implicitement par une combinaison des salaires des deux membres du couple et du nombre des enfants, parfois répartis en différentes catégories d'âge. Mais la forme du système socio-fiscal réel implique des interactions complexes entre la composition familiale et le revenu : en France par exemple, de nombreux transferts sociaux et familiaux dépendent de manière nonlinéaire de ces deux catégories de variables. Par ailleurs, l'âge des enfants joue un rôle considérable dans les transferts perçus : idéalement, une bonne mesure de ΔR devrait donc prendre en compte les conséquences d'une naissance sur les revenus pendant toute la jeunesse de l'enfant. Ce type de simulation dynamique est encore compliqué par le fait que les revenus futurs dépendent des décisions de participation de la femme, qui sont elles-même influencées par la composition familiale et donc par les naissances passées.

À la suite de Wolpin (1994), plusieurs travaux récents ont utilisé des techniques de programmation dynamique pour modéliser les choix de fécondité. Ainsi, Francesconi (2002) estime un modèle dynamique de choix de fécondité et d'offre de travail ; Keane & Wolpin (2002a) simulent un modèle dynamique de choix de fécondité et de perception de transferts sociaux. Toutefois, Francesconi (2002) résume la politique familiale par des transferts linéaires en le nombre d'enfants ; Keane & Wolpin (2002a) décrivent ces transferts de manière beaucoup plus réaliste, mais ils se limitent dans Keane & Wolpin (2002b) à l'estimation d'une forme réduite de leur modèle dynamique³.

Nous avons choisi dans cet article de faire porter notre effort sur la qualité de la description du système socio-fiscal, dans la ligne de nos travaux antérieurs sur le marché du travail (Laroque & Salanié (1999, 2000, 2002, 2003)). Nous utilisons les enquêtes Emploi 1997, 1998 et 1999 et un module de simulation des prélèvements

2. La littérature américaine a surtout mis l'accent sur les effets du *welfare* sur la fécondité (voir Moffitt (1998)) ; les résultats de Rosenzweig (1999) suggèrent ainsi que les transferts sociaux américains avaient dans les années 1970 un effet important sur la probabilité qu'une jeune femme issue d'un milieu défavorisé devienne une mère célibataire.

3. Ahn (1995) estime un modèle dynamique du choix de fécondité, qu'il utilise pour évaluer les coûts nets des enfants. Son application sur données coréennes en 1980 montre que la fécondité des femmes ayant deux enfants diffèrait alors fortement selon le sexe de ces enfants : les parents cherchaient à avoir un fils qui puisse leur apporter un soutien financier dans leurs vieux jours.

et transferts afin d'estimer le coefficient α . Notre estimation prend également en compte les décisions de participation des femmes au marché du travail, qui sont clairement très liées à leurs choix de fécondité⁴. Dans notre modèle, chaque femme est caractérisée par sa productivité, par sa désutilité du travail et par la valeur nette qu'elle attache à une naissance. Si la productivité d'une femme est inférieure au coût du salaire minimum, elle ne peut travailler mais peut choisir d'avoir un enfant ou non. Dans le cas contraire, elle peut prendre un travail rémunéré à hauteur de sa productivité si elle le souhaite, et avoir un enfant ou non.

Dans l'idéal, nous souhaiterions plonger ce modèle dans un cadre dynamique. Malheureusement et compte tenu de la complexité du système socio-fiscal, un tel modèle aurait un espace d'états énorme et ne pourrait donc être résolu qu'en le simplifiant considérablement. À ce stade, nous en sommes restés à un modèle où les femmes prennent leurs décisions de fécondité de manière myope. Toujours pour simplifier, nous ignorons le travail à temps partiel, malgré les liens bien connus entre la naissance d'un enfant et le passage à temps partiel. Enfin, nous n'avons pas pris en compte les mesures liées à la garde d'enfants (l'AGED et l'AFEAMA). Les modalités de financement de la garde d'enfants sont importantes en théorie (voir Apps & Rees (2001)) comme en pratique (del Boca (2002) et Choné, Leblanc & Robert-Bobée (2002)), mais les prendre en compte supposerait de modéliser le choix du mode de garde.

Les deux premières sections rappellent les effets de la familialisation du système de prélèvements et de transferts français. Nous les illustrons par des microsimulations, sur des cas-types en section 1 et sur un échantillon de femmes observées à l'Enquête Emploi en 1999 en section 2. La section 3 présente notre modèle économétrique, et les principaux résultats d'estimation sont décrits dans la section suivante. Enfin, nous évaluons l'ordre de grandeur des effets de plusieurs réformes de la politique familiale dans la section 5.

1. Cas-types

Notre objectif dans cette section est d'illustrer la manière dont la composition familiale influe sur le revenu disponible en France (l'encadré 1 page 33 résume les principales dispositions légales). Nous avons sélectionné pour ce faire plusieurs cas-types. Ils décrivent un couple marié qui vit dans un HLM et qui a 0, 1, 2 ou 3 enfants. La femme concernée perçoit un salaire horaire égal au SMIC. Nous

4. L'article de Lefebvre, Brouillette & Felteau (1994) nous a précédé sur cette voie en estimant un modèle logit imbriqué de la fécondité et de la participation sur des données individuelles canadiennes ; leurs résultats suggèrent que la politique familiale a un impact non-négligeable sur la fécondité.

supposerons toujours que la femme remplit les conditions d'activité passée qui la rendent éligible à l'Allocation Parentale d'Éducation si elle réduit son activité à la naissance d'un enfant de rang 2 ou supérieur. Les graphiques que nous présentons montrent la variation du revenu disponible du ménage en fonction du nombre d'heures travaillées par la femme chaque semaine, après passage par le système socio-fiscal. Les deux lignes verticales représentent respectivement mi-temps et plein temps. Dans le cas 1, le mari est sans emploi ; dans le cas 2, il est employé à plein temps et touche le salaire médian, soit un peu moins de 1 400 euros par mois.

Figure 2 : Cas 1 : revenu disponible net

Commençons par le cas 1. Le graphique 2 compare les contraintes budgétaires de quatre ménages qui ont respectivement 0, 1, 2 et 3 enfants. Chacun des enfants est supposé avoir entre 3 et 6 ans. Ce graphique retrace la trappe à inactivité désormais familiale : hors intéressement (voir l'encadré 2 page 34), un travail à mi-temps au SMIC ne procure aucun revenu net supplémentaire à un couple percevant le RMI, et le gain net d'un emploi au SMIC à plein temps est très faible. Quand la femme ne travaille pas, les revenus du couple sont constitués pour deux tiers du RMI et pour un tiers des aides au logement. Ces deux composantes évoluent avec le nombre d'enfants ; le graphique 3 illustre la manière, probablement peu connue, dont les aides au logement dépendent à la fois des heures travaillées et de la composition familiale. Par ailleurs, ce couple perçoit les allocations familiales quand il a au moins deux enfants et le complément familial quand il en a trois. Quand la femme travaille à plein temps, le couple ne perçoit plus le RMI mais a des revenus trop bas pour acquitter l'impôt sur le revenu. Il continue à percevoir des aides au logement. La combinaison de ces transferts a des conséquences

Figure 3 : Cas 1 : aides au logement

inattendues ; ainsi, la différence entre les revenus d'un couple à trois enfants et d'un couple à deux enfants est nettement plus élevée quand la femme travaille (340 euros par mois, contre 200 si elle ne travaille pas).

Intéressons-nous maintenant à l'effet immédiat d'une naissance sur le revenu d'un de ces couples, toujours dans le cas 1. Le tableau 1 donne l'accroissement de revenu quand la femme ne modifie pas son activité⁵. Si cette femme ne travaille pas, son couple perçoit le RMI et des aides au logement. Une naissance de rang 1 lui permet de toucher l'APJE (150 euros par mois) et une naissance de rang supérieur l'APE (465 euros par mois)⁶ ; mais ces prestations sont en partie compensées par une baisse du RMI perçu, si bien que l'accroissement net de revenu est assez faible. Si la femme travaille à plein temps, le couple n'est plus éligible au RMI et le gain de revenus est donc nettement plus élevé pour des naissances de rang supérieur ou égal à deux.

5. Ainsi, une femme employée à plein temps qui a un deuxième enfant voit le revenu de son couple augmenter de 330 euros par mois.

6. L'APE et l'APJE ne sont pas cumulables.

Tableau 1 : *Gain de revenu en cas de naissance (cas 1)*

Rang de la naissance	sans emploi	plein temps
Rang 1	135	220
Rang 2	170	330
Rang 3	200	350

Tableau 2 : *Naissance et arrêt de travail (cas 1)*

Rang de la naissance	perte de revenus
Rang 1	50
Rang 2	-50
Rang 3	-75

Nos simulations nous permettent également d'évaluer la perte de revenus nets du ménage quand la femme s'arrête complètement de travailler pour avoir un enfant (ce qui lui donne droit à l'APE si elle avait déjà au moins un enfant). Le tableau 2 quantifie cette perte en euros par mois dans le cas 1. Elle est en fait très faible (et c'est même un gain pour une naissance de rang 2 ou 3). La perte de salaires est d'environ 820 euros, mais elle est compensée pour l'essentiel par le RMI, l'APJE et l'APE.

Dans le cas 1, le couple ne paie pas l'impôt sur le revenu et la variation du revenu avec la composition familiale n'est due qu'aux transferts familiaux et sociaux. Tel n'est plus le cas dans le cas 2, où la femme continue à percevoir un salaire horaire égal au SMIC, mais où son mari est rémunéré à plein temps au salaire médian. Le couple n'est alors plus éligible au RMI, même quand la femme ne travaille pas ; quand la femme travaille à plein temps, il ne touche d'aides au logement que s'il a au moins trois enfants (voir la figure 4). En revanche, il devient redevable de l'impôt sur le revenu dans certaines configurations (voir la figure 5), si bien que la composition familiale influence le revenu disponible à travers les impôts comme à travers les transferts. Le résultat final est illustré sur la figure 6.

Comme le montre le tableau 3, la naissance d'un enfant de rang 2 au moins a des effets très différents du cas 1 quand la femme ne travaille pas : l'APE n'est cette fois pas compensée par une baisse du RMI, si bien que le gain de revenu est beaucoup plus élevé. Il reste du même ordre que dans le cas 1 quand la femme travaille.

À ce niveau de revenu, le quotient familial joue un rôle moins important que par exemple la dépendance des aides au logement par rapport à la composition

Figure 4 : Cas 2 : aides au logement

Figure 5 : Cas 2 : impôt sur le revenu

Tableau 3 : Gain de revenu en cas de naissance (cas 2)

Rang de la naissance	sans emploi	plein temps
Rang 1	220	195
Rang 2	650	270
Rang 3	690	370

Figure 6 : Cas 2 : revenu disponible net

Tableau 4 : Naissance et arrêt de travail (cas 2)

Rang de la naissance	perte de revenus
Rang 1	500
Rang 2	40
Rang 3	-55

familiale. À titre d'illustration, la naissance du troisième enfant augmente les aides au logement perçues de 80 euros par mois quand la femme ne travaille pas, mais n'affecte pas l'impôt sur le revenu dû (qui est en fait nul dans cette situation). Même quand la femme travaille à plein temps, cette naissance de rang 3 réduit l'impôt sur le revenu acquitté de 50 euros par mois, ce qui est du même ordre que l'augmentation de 35 euros des aides au logement.

La perte de revenus quand la femme s'arrête de travailler pour avoir un enfant dans le cas 2 est indiquée dans le tableau 4. Pour une naissance de rang 1, la perception de l'APJE et une légère baisse de l'impôt sur le revenu versé sont très loin de compenser la perte du SMIC. Pour des naissances de rang supérieur, la femme perçoit l'APE et la perte devient minime (et se transforme même en un gain pour la naissance d'un troisième enfant).

Le quotient familial a encore des effets limités quand les deux conjoints travaillent à plein temps et sont tous deux rémunérés au double du salaire médian. Malgré leurs confortables 5 500 euros de revenus salariaux nets mensuels, la pression fiscale de l'IRPP sur un tel couple reste modeste : de 17,1 % du revenu net

pour un couple sans enfant à 7,5 % pour un couple avec 3 enfants. La naissance du troisième enfant (qui compte pour une part d'imposition entière) ne réduit l'impôt sur le revenu exigible que de 155 euros par mois, ce qui est comparable à l'augmentation des allocations familiales (135 euros par mois). Le plein effet du quotient familial ne se fait sentir que pour des revenus beaucoup plus élevés ; l'avantage de revenu disponible qu'il procure plafonne à 400 euros par mois pour chacun des deux premiers enfants, et est atteint pour des revenus salariaux mensuels de 14 000 et 16 460 euros respectivement. Pour le troisième enfant, l'avantage maximal est de 800 euros par mois et seuls les très rares couples dont les revenus salariaux totaux dépassent 21 340 euros par mois peuvent y prétendre.

2. Données et simulations statiques sur un échantillon représentatif

Figure 7 : *Augmentation du revenu après la naissance d'un enfant, activité inchangée*

Les cas-types permettent de mieux comprendre le fonctionnement du système de prestations. Mais il n'est pas certain que les mécanismes qu'ils font apparaître soient quantitativement pertinents : il se peut qu'en pratique un petit nombre de

Figure 8 : *Augmentation du revenu après la naissance d'un enfant, activité inchangée*

personnes dans la population soient dans la zone de revenus, dans le type de logements ou dans la situation familiale qui les qualifieraient pour les prestations considérées. Il est donc utile, à côté des cas-types, de simuler le fonctionnement du système socio-fiscal sur un échantillon représentatif de la population.

Pour cela, de même que pour l'étude économétrique décrite dans la suite de l'article, nous nous appuyons sur les données de l'enquête Emploi de l'INSEE. Nous avons besoin d'informations précises sur les revenus des ménages pour reconstituer les droits à prestations. Nous souhaiterons ultérieurement modéliser de façon simple la décision d'activité des femmes. Ces deux exigences conduisent à réduire fortement le champ relativement à l'ensemble de la population : nous laissons de côté les ménages dont un membre est retraité, travailleur indépendant, stagiaire, bénéficiaire d'un emploi aidé ou titulaire d'un emploi public⁷ ; pour éviter de traiter de la recherche du premier emploi, nous nous limitons aux femmes qui ont fini leurs études depuis au moins deux ans. Enfin, dans cette section où nous nous focalisons sur la fécondité, nous n'avons retenu que les femmes de moins de quarante ans (l'étude économétrique concerne les femmes de 20 à 50 ans). Sur l'année 1999, les simulations retracées ici portent sur un échantillon de 10 333 observations représentant 3 400 000 femmes, d'âges à peu près uniformément répartis entre 20 et 40 ans. 80 % de ces femmes vivent en couple, 20 % n'ont pas de compagnon. En ce qui concerne leur état civil, 57 % sont mariées, 37 % sont célibataires et 6 % sont divorcées. 28 % n'ont pas d'enfant, 26 % ont un enfant,

7. Les fonctionnaires ont un système de prestations spécifiques, que nous n'avons pas retracé.

31 % deux, 12 % trois, et 3 % quatre enfants ou plus. Les femmes de l'échantillon sont moins diplômées que la moyenne nationale, car les fonctionnaires, souvent enseignantes, n'ont pas été retenues dans l'analyse : 23 % sont sans diplôme, 36 % ont un diplôme inférieur au baccalauréat, 17 % ont le bac, 14 % deux ans d'études après le bac, et 10 % ont effectué des études supérieures.

Pour ce groupe de femmes, étant donnés les revenus salariaux qu'elles-mêmes ou leurs conjoints éventuels déclarent à l'enquête, la composition de leur famille, leur droit à allocation chômage, leur type de logement (HLM ou non), nous reconstituons le revenu disponible net de leur ménage pour l'année 1999 en imputant les diverses prestations, allocations familiales (voir encadré 1), précarité (allocation de solidarité spécifique, revenu minimum d'insertion), et impôts (impôt sur le revenu, taxe d'habitation). Ce revenu est le **revenu de référence RF**.

Pour examiner l'effet *mécanique* d'une naissance sur le revenu, nous nous plaçons d'abord dans l'hypothèse où les adultes dans le ménage restent dans la même situation vis-à-vis de l'activité, même durée du travail, même salaire horaire, que celle enregistrée à l'enquête de 1999, et nous calculons l'impact sur le revenu disponible d'une naissance au cours de l'année 1998. Dans les foyers qui, selon l'enquête, n'ont pas connu de naissance en 1998, nous en simulons une et notons RN_+ le revenu après cette naissance. Pour ceux où il y a eu une (ou plusieurs) naissances en 1998, nous supposons qu'il y en a une de moins : le revenu disponible résultant est RN_- . La variation de revenu ΔRN liée à une naissance est alors $RN_+ - RF$ ou $RF - RN_-$ selon le cas.

Les figures 7 et 8 décrivent la distribution de ΔRN dans l'échantillon, selon le statut de la mère vis-à-vis de l'activité, le rang de naissance et la somme des salaires nets reçus dans le ménage, à l'aide d'un diagramme de Tukey. Sur la figure 7, pour les femmes salariées au moment de l'enquête, le diagramme en haut à gauche présente la distribution des gains associés à une naissance éventuelle en 1998, selon qu'il s'agit du premier, second, troisième ou quatrième enfant. La boîte, dont la largeur est proportionnelle au nombre de personnes concernées, s'étend entre le premier et le troisième quartile de la distribution des gains des ménages avec ce nombre d'enfants, la ligne horizontale intérieure correspondant à la médiane. Les lignes qui s'étendent de part et d'autre de la boîte vont jusqu'aux valeurs extrêmes de la variable, dans la limite des 2/3 de la hauteur de la boîte (hauteur égale à l'intervalle interquartile), les points situés au-delà étant le cas échéant représentés individuellement par des ronds. Outre le cas des salariées, la figure 7 traite également des chômeuses et des inactives. Elle conduit à plusieurs observations. Tout d'abord, l'arrivée d'un premier enfant, à activité des parents inchangée, conduit à un accroissement de revenu disponible peu différencié dans la population : la médiane est légèrement supérieure à 200 euros par mois, l'intervalle interquartile est de l'ordre de 100 euros par mois, ceci quel que soit le statut d'activité de la mère. Ensuite, le deuxième enfant est davantage aidé que le premier. La différence

est faible pour les mères salariées, alors qu'elle est notable pour les chômeuses et les inactives, nombre de ces dernières bénéficiant de l'APE. Les salariées ou chômeuses qui donnent naissance à un troisième enfant reçoivent un accroissement de revenu toujours supérieur, à rapprocher des majorations d'allocations familiales accordées aux familles de trois enfants ou plus. Chez les chômeuses, le deuxième enfant a souvent plus de trois ans, de sorte que l'arrivée du troisième ouvre droit à l'APE. C'est plus rarement le cas pour les femmes inactives : lorsque le deuxième enfant a moins de trois ans, le ménage bénéficie déjà de l'APE avant l'arrivée du troisième, et l'accroissement instantané de prestations associé au troisième enfant est plus faible que celui qu'on a observé pour le second, comme on le voit sur la figure. Ce phénomène est renforcé pour le quatrième enfant, qui est relativement moins soutenu financièrement que les précédents, ceci quel que soit le statut d'activité de sa mère. Enfin, globalement, il apparaît que la maternité est moins encouragée chez les mères salariées que chez les inactives ou les chômeuses, du fait de l'APE.

La figure 8 montre comment la distribution de ΔRN varie avec la somme des salaires nets perçus par les membres du ménage⁸. Les tranches sont de deux cents euros, la tranche n allant de $100n$ à $100(n+2)$ euros. On a limité le graphique aux salaires inférieurs à 4 200 euros, la population des tranches devenant très petite au-delà. On note une faible variabilité des transferts associés à une naissance avec les revenus salariaux des parents, beaucoup plus faible que la dépendance vis-à-vis du rang de naissance ou du statut d'activité de la mère du graphique précédent. Il semble y avoir un maximum local entre 1 000 et 1 500 euros de revenus salariaux nets mensuels, qui est suivi d'une légère décroissance de la médiane. Les effets du quotient familial, qui se traduisent par une forte réduction des impôts, n'apparaîtraient que pour des revenus beaucoup plus élevés.

Les figures 7 et 8 traitent ensemble les ménages qui ont connu, ou non, une naissance en 1998. Si l'on pense que les incitations financières ont une influence sur la natalité, il est intéressant de séparer les deux. La décision de fécondité va souvent de pair avec un changement de statut sur le marché du travail. Mais, pour les femmes qui ont gardé le même statut d'activité, on s'attend à ce que la distribution de $RF - RN_-$, pour celles qui ont eu un enfant, domine au premier ordre la distribution de $RN_+ - RF$, pour celles qui n'ont pas eu d'enfant en 1998. La figure 9 représente la fonction de répartition de ces deux distributions. Les deux courbes sont très proches sur les trois premiers quarts de la distribution, jusqu'au quantile à 75 %. Au-dessus la distribution en cas de naissance domine nettement l'autre, avec un écart de l'ordre de 200 euros par mois. Il s'agit probablement de femmes inactives ou chômeuses qui bénéficient du droit à l'APE.

8. Les salaires sont évidemment liés à l'âge des membres du ménage, la taille de la famille, etc. Voir la figure 10 ci-après pour une description plus fine selon le rang de naissance.

Figure 9 : Fonction de répartition de l'augmentation du revenu après la naissance d'un enfant, activité inchangée, selon que l'on a ou non enregistré une naissance en 1998

Figure 10 : Augmentation du revenu après la naissance d'un enfant, pour les femmes actives en supposant qu'elles arrêtent de travailler

Il est difficile d'aller plus loin dans la description des incitations financières sans modèle. Le passage du travail salarié à l'inactivité qui va parfois de pair avec une naissance implique en effet des arbitrages complexes. Pour rester sur le plan strictement financier, on a examiné un dernier cas d'école, circonscrit aux femmes salariées en 1999 (l'enquête donne le montant de leur salaire) qui n'ont pas eu d'enfants en 1998. On a calculé le revenu disponible R_{01} de leurs ménages dans la situation contrefactuelle où elles auraient eu un enfant et arrêté de travailler. La figure 10 décrit la distribution de $R_{01} - RF$, selon le revenu salarial initial de la mère, par tranches de 200 euros définies comme dans la figure 8, selon le rang de naissance. On voit évidemment que dans l'ensemble la baisse de revenus est d'autant plus importante que le salaire initial de la mère est élevé : la médiane décroît au fur et à mesure que le salaire s'élève, mais les distributions ont des supports qui se recouvrent substantiellement d'une tranche à l'autre. Pour les emplois à temps partiel, peu qualifiés, il y a en fait un accroissement de revenu lorsque la femme s'arrête de travailler⁹. On peut noter aux alentours du SMIC à plein temps, autour de 1 000 euros de salaire mensuel, que les prestations atténuent assez nettement la perte de revenu associée à l'interruption supposée de l'activité : la pente de la ligne qui joint les médianes est en valeur absolue inférieure à 1. Enfin on retrouve les différences selon le rang que l'on avait déjà remarquées dans la figure 7 : le premier enfant coûte plus que le second et le troisième (qui sont très proches), le quatrième étant dans une situation intermédiaire.

3. Un modèle d'offre de travail et de fécondité

Comme annoncé, nous utilisons des données en coupe pour inférer des différences entre la situation des ménages vis-à-vis du système socio-fiscal et la sensibilité des comportements aux incitations financières. Nous modélisons simultanément offre de travail et fécondité, qui vont naturellement de pair et sont de plus étroitement associées dans le système de prestations : le droit à APE est par exemple conditionnel à une réduction de l'offre de travail.

3.1. Le modèle de choix discret

Dans un souci de simplification, nous laissons de côté le temps partiel. La décision porte sur deux alternatives : travail à temps plein ou non travail d'une

9. Ceci n'est pas étonnant : même sans naissance, on sait qu'il est souvent financièrement désavantageux de prendre un emploi au SMIC à temps partiel (voir par exemple Laroque & Salanié (1999)).

part, conception d'un enfant (à naître au cours de l'année de l'enquête) ou non. Cette décision est fonction de la situation du ménage, en particulier à travers le grand détail des caractéristiques qui entrent dans la détermination des impôts et des prestations : l'espace des états est de grande taille. Il serait naturel de décrire la prise de cette décision comme le résultat d'une exploration de ses conséquences sur un avenir lointain. Mais à la fois la dimension de l'espace des états et le manque de données de panel ne le permettent pas. Nous nous limitons ici à un horizon d'une période.

Plus précisément, nous supposons que les femmes prennent leur décision de fécondité de l'année t en imaginant leur statut à la date $t + 1$, dans les quatre possibilités, travailler à temps plein ou non (quand elles ne sont pas barrées de l'emploi par le niveau du salaire minimum), avec un nouveau-né ou non. Quand la possibilité qui conduit à l'utilité maximale correspond à la présence d'un nouveau-né, il y a naissance¹⁰. De plus, pour simplifier encore le problème, nous supposons que la décision de travailler est sans conséquence intertemporelle, de sorte que les variables d'état qui décrivent les circonstances de la période $t + 1$ ne sont pas influencées par le choix d'activité à la date t : le travail à la date t est décidé au vu de la composition familiale à t (avec nouveau-né dans la famille le cas échéant), sans qu'il soit besoin de se soucier de répercussions éventuelles sur l'avenir, donc séparément de la décision de fécondité.

Formellement, soit d la pénibilité du travail et v le bénéfice net des coûts associés d'une naissance. On note α_d la sensibilité de l'offre de travail et α_v la sensibilité de la fécondité aux incitations financières. Soit R_{ij} le revenu disponible net du ménage dans les quatre configurations :

- R_{00} : non emploi et pas de nouveau-né
- R_{01} : non emploi et nouveau-né
- R_{10} : emploi et pas de nouveau-né
- R_{11} : emploi et nouveau-né.

Ces grandeurs correspondent à une année donnée. La décision de travail est contemporaine, alors que la décision de fécondité est prise en anticipation des revenus de l'année suivante. Les revenus sont les revenus disponibles du ménage après impôts et prestations : ils dépendent notamment des salaires perçus par les membres du ménage et de la composition de la famille. La décision d'offre de travail change les salaires et les prestations reçues, la décision de fécondité modifie la composition de la famille, et donc, *in fine*, le revenu disponible.

On normalise les utilités dans les quatre états en fixant le coefficient du revenu

10. La décision d'avoir un enfant n'est pas nécessairement suivie d'une naissance, et une naissance n'est pas toujours volontaire. Mais les données ne nous permettent pas de faire la distinction et nous assimilons désir d'enfant et naissance.

à la valeur $\alpha_d \alpha_v$. Les utilités à comparer sont

$$\begin{aligned} U_{00} &= \alpha_d \alpha_v R_{00} \\ U_{01} &= \alpha_d \alpha_v R_{01} + \alpha_d v \\ U_{10} &= \alpha_d \alpha_v R_{10} - \alpha_v d_0 \\ U_{11} &= \alpha_d \alpha_v R_{11} - \alpha_v d_1 + \alpha_d v. \end{aligned} \quad (1)$$

Il reste à spécifier la pénibilité du travail d et le bénéfice net d'une naissance v . Nous écrivons la pénibilité du travail d

$$d = Z\gamma + \rho\varepsilon + \eta_d, \quad (2)$$

où Z contient des variables qui décrivent les revenus du ménage lorsque la femme ne travaille pas, le nombre et l'âge des enfants et le statut matrimonial. En particulier, Z contient une variable qui indique si le ménage vient d'avoir un bébé, de sorte que la désutilité du travail est différente selon qu'il y a, d_1 , ou non, d_0 , un nouveau-né dans le ménage¹¹. Le terme ε représente une hétérogénéité non observée sur le coût du travail, dont la présence ici représente une corrélation éventuelle entre productivité et pénibilité du travail.

Le bénéfice net d'une naissance est

$$v = V\delta + \eta_v, \quad (3)$$

où V inclut le rang de la naissance et l'âge de la femme, interagis avec le statut matrimonial et l'âge des enfants déjà présents le cas échéant. Les termes d'erreurs (η_v, η_d) sont de moyenne nulle et supposés avoir une distribution jointe normale. On les normalise en fixant leur écart-type à l'unité, leur coefficient de corrélation ρ étant un paramètre du modèle à estimer.

Chaque femme de la population à la date t est supposée connaître parfaitement les caractéristiques de son ménage observables par l'économètre, c'est à dire les valeurs de Z et V , ainsi que celles qui ne sont pas connues de l'économètre, $\varepsilon, \eta_d, \eta_v$.

À la date t , à composition familiale donnée, la décision d'offre de travail résulte alors de la comparaison de U_{10} et de U_{00} , lorsqu'il n'y a pas eu de naissance au cours de l'année précédente, ou de U_{11} et U_{01} sinon. La décision de fécondité s'obtient en faisant une prévision des utilités pour la date $t + 1$: en pratique, on suppose le système socio-fiscal, le statut et la productivité du conjoint inchangés, l'âge augmenté d'une année, les autres caractéristiques de la femme, et notamment

11. Comme il n'y a que trois choix possibles, seules trois différences d'utilités sont identifiables ; si la valeur de l'enfant et la pénibilité du travail contiennent des termes constants, seules trois de ces constantes (nous avons choisi ici v , d_0 et d_1) peuvent être estimées. Si par exemple une variable explicative figure dans la valeur de l'enfant mais pas dans la pénibilité du travail, alors son coefficient pourrait dépendre de la décision de participation de la femme.

les caractéristiques inobservables, invariantes entre les deux dates. La décision de fécondité se déduit alors de la comparaison des quatre valeurs de l'utilité projetée pour la date $t + 1$.

3.2. Mise en œuvre empirique

L'estimation est effectuée sur un échantillon de femmes observées aux enquêtes Emploi de l'INSEE menées en mars 1997, mars 1998 et janvier 1999. L'étude porte sur 22 996 observations, sélectionnées selon les critères évoqués plus haut dans la section 2. L'enquête est effectuée en début d'année. Pour savoir si les ménages observés l'année t ont eu une naissance dans le courant de l'année, on se restreint aux femmes présentes également en $t + 1$ dans l'échantillon.

Comme on désire modéliser le choix d'activité pour les femmes sans emploi, on a besoin d'une évaluation du salaire qu'elles seraient susceptibles d'obtenir sur le marché du travail si elles s'y présentaient, évaluation qui doit prendre en compte les biais de sélection (les femmes qui ne travaillent pas sont peut-être dans cette situation parce que leur salaire potentiel est inférieur à celui des autres du fait de caractéristiques inobservables jugées défavorablement par le marché). Pour cela, on pose une équation de salaire qui donne le coût du travail d'une semaine de 39 heures :

$$\ln C = X\beta + \sigma\varepsilon,$$

où ε a une distribution normale centrée réduite et X contient l'âge de fin d'études et son carré, l'expérience et son carré (où l'expérience est définie comme la différence entre l'âge actuel et l'âge à la fin des études), et le diplôme en six catégories.

Nous avons programmé le système d'impôts et de prestations¹² pour les trois années 1997, 1998 et 1999. Le modèle de la section précédente décrit alors les décisions de participation et de fécondité, à une différence près qui tient au niveau élevé du salaire minimum en France. Les femmes dont le coût du travail potentiel C est inférieur au coût du salaire minimum $\underline{C}$ sont exclues du marché du travail : elles n'ont pas de décision de participation à prendre et leur choix de fécondité résulte de la comparaison entre deux (et non quatre) niveaux d'utilité, U_{00} et U_{01} .

12. L'enquête ne permet pas de repérer précisément les femmes qui ont droit à l'APE. Après quelques essais de modélisation, fondés sur l'ancienneté dans l'emploi, le chômage ou l'inactivité, nous avons écarté du bénéfice de l'APE les femmes qui déclarent n'avoir jamais travaillé et les femmes qui travaillent mais dont l'ancienneté dans l'entreprise est inférieure à 24 mois.

4. Résultats d'estimation

Le modèle est estimé par le maximum de vraisemblance. Les variables endogènes sont le fait d'être ou non employée, le coût salarial horaire en cas d'emploi et la fécondité dans l'année courante.

Tableau 5 : *Coût du travail*

Variable	Coefficient	Écart-type
Âge de fin d'études	0,122	0,007
Âge de fin d'études au carré	-0,002	0,000
Expérience	0,031	0,002
Expérience au carré	-0,000	0,000
Études supérieures	0,649	0,015
Baccalauréat + 2 ans	0,471	0,012
Baccalauréat, ou équivalent	0,316	0,010
CAP, BEP ou équivalent	0,183	0,008
BEPC seul	0,168	0,010
Constante 1997	5,465	0,079
Constante 1998	5,449	0,079
Constante 1999	5,437	0,078
Écart type	0,276	0,002

Les équations de coût du travail et de pénibilité du travail, présentées dans les tableaux 5 et 6 sont dans la lignée de nos travaux antérieurs. La signification des principales variables est la suivante :

$R(0)$	revenu disponible du ménage quand la femme ne travaille pas,
C_{-1}	nombre d'enfants de moins d'un an,
C_{-3}	nombre d'enfants de moins de trois ans,
C_{3-6}	nombre d'enfants entre trois et six ans,
C_{6-18}	nombre d'enfants entre six et dix-huit ans,
M	indicatrice égale à 1 si mariée civilement.

L'endogénéisation du comportement de fécondité a peu d'incidence sur ces estimations. La présence d'enfants accroît la désutilité du travail, tout particulièrement celle d'un nouveau né. Cette désutilité s'accroît également avec les revenus du ménage $R(0)$. Le mariage autorise une spécialisation dans les activités à l'intérieur du couple : on attend que les femmes mariées civilement, toutes choses égales par ailleurs, soient moins désireuses que les autres de trouver un emploi marchand.

Tableau 6 : *Pénibilité du travail*

Variable	Coefficient	Écart-type
$R(0)/1000$	0,37	0,03
$R(0) \times C_{-3}/1000$	-0,13	0,03
$R(0) \times C_{3-6}/1000$	0,03	0,03
$R(0) \times C_{6-18}/1000$	0,11	0,01
$R(0) \times M/1000$	-0,19	0,03
$R(0) \times C_{-1}/1000$	-0,18	0,06
Constante 1997	-0,05	0,08
Constante 1998	-0,18	0,08
Constante 1999	-0,24	0,08
C_{-3}	0,63	0,07
C_{3-6}	0,40	0,06
C_{6-18}	0,10	0,03
Age-25	0,01	0,00
M	0,46	0,05
C_{-1}	0,86	0,11
$C_{-3} \times C_{-1}$	0,22	0,12
$C_{3-6} \times C_{-1}$	-0,14	0,08
$C_{6-18} \times C_{-1}$	-0,09	0,05
ρ	0,26	0,04
c	0,14	0,03

 Tableau 7 : $1000 \times \alpha_d$

Variable	Coefficient	Écart-type
Âge	197,5	27,1
Âge au carré	-2,9	0,3
Constante	-1,7	0,6

 Tableau 8 : $1000 \times \alpha_v$, *baccalauréat ou au dessus*

Variable	Coefficient	Écart-type
Rang 1	0,26	0,26
Rang 2	0,0	–
Rang 3 ou plus	0,37	0,21

Tableau 9 : *Fécondité*

Variable	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
	Constante		Min(Age, 40)		Min(Age, 40) ²	
Constante 1997	0.10	2.40				
Constante 1998	0.08	2.40				
Constante 1999	0.12	2.40				
Constante			-0.09	0.15	0.0008	0.0024
Indicatrice âge > 40	-0.49	0.09				
En couple	-3.40	1.89	0.29	0.12	-0.0052	0.0019
R(0)/1000	-1.10	1.30	0.01	0.01	-0.0001	0.0002
	Rang 1					
Mariée	-4.23	2.55	0.37	0.17	-0.0070	0.0027
	Rang 2					
Constante	2.93	2.76	-0.13	0.18	0.0016	0.0027
Mariée	-4.44	2.24	0.33	0.14	-0.0057	0.0023
Nb. enf. de moins de 1 an	6.48	3.73	-0.57	0.25	0.0108	0.0043
Nb. enf. de 1 à 2 ans	4.90	3.04	-0.39	0.20	0.0075	0.0033
Nb. enf. de 2 à 3 ans	17.06	19.24	-1.22	1.24	0.0040	0.0030
	Rang 3					
Constante	5.35	4.27	-0.32	0.26	0.0044	0.0040
Nb. enf. de moins de 1 an	-0.47	3.46	-0.12	0.22	0.0037	0.0035
Nb. enf. de 1 à 2 ans	7.40	3.15	-0.50	0.20	0.0084	0.0032
Nb. enf. de 2 à 3 ans	3.28	2.56	-0.18	0.16	0.0032	0.0024
Nb. enf. de 3 à 18 ans	-0.71	1.62	0.04	0.10	-0.0006	0.0015

C'est bien ce que donne le modèle, pour les femmes dont le revenu du conjoint n'est pas trop élevé ($R(0)$ inférieur à $460/0.19=2421$ euros par mois). Au delà, l'effet change de signe, peut être parce que le travail domestique est un bien inférieur. La valeur assez élevée de ρ , 0,26, implique qu'une forte productivité est associée à une désutilité du travail élevée, toutes choses égales par ailleurs. Le coefficient de corrélation c entre les termes d'erreur η_d et η_v de la désutilité du travail et du désir d'enfant est positif et significatif.

La spécification du désir d'enfant est compliquée. Elle fait intervenir quarante-cinq variables : le statut matrimonial, l'âge de la femme tronqué à quarante ans et son carré, l'existence et l'âge des enfants au foyer, le revenu du ménage lorsque la femme ne travaille pas, sont interagis. Le tableau 9 est donc difficile à lire. On en a résumé les principaux résultats par des graphiques qui donnent l'estimation ponctuelle du taux de fécondité d'une femme qui ne travaille pas et qui n'aurait pas de gains ou pertes financières à la naissance (voir (1)), $\Phi(V\delta)$, pour un certain nombre de cas-types, où Φ est la fonction de répartition de la loi normale.

Les deux premiers graphiques de la figure 11 décrivent le désir d'enfant selon l'âge pour les naissances de rang 1 ou 2 (graphique 11a), et de rang 3 (graphique 11b). Selon nos estimations, le désir de premier enfant est maximal entre 26 et 28 ans : les femmes encore sans enfant à cet âge ont une probabilité de l'ordre de 1/3 d'avoir leur premier enfant. La présence d'un nouveau-né réduit fortement

la probabilité de naissance (courbe du bas sur le même graphique), qui remonte fortement pour les naissances de rang 2, lorsque le premier né a deux ans, et frôle alors les 50 %. Pour les naissances de rang 3, le deuxième graphique confirme un désir d'espacement optimal des naissances de deux à trois ans. Afin d'illustrer la précision des résultats, le troisième graphique de la figure 11 donne l'intervalle de confiance du taux de fécondité pour les naissances de rang 2, lorsque le premier enfant a deux ans. Cet intervalle est assez resserré dans la zone 25-35 ans où l'échantillon est le plus fourni. Mais l'intervalle de confiance s'élargit aux bornes du domaine. Enfin, le quatrième graphique représente le désir de premier enfant selon que la femme est mariée civilement ou non : on retrouve un maximum de premières naissances entre 26 et 28 ans, marqué surtout pour les femmes mariées. On a fait figurer également sur ce graphique le taux de fécondité moyen par âge observé sur l'échantillon d'estimation.

Le tableau 7 présente les estimations de la sensibilité de l'offre de travail aux incitations financières, qui dépend de l'âge de la femme. Les effets sont robustes, significatifs, en ligne avec nos résultats antérieurs. On ne peut en dire autant de la sensibilité de la fécondité aux incitations financières. Dans la spécification retenue ici, nous avons supposé un coefficient différent selon le rang de naissance¹³ et le diplôme, les diplômes étant regroupés en deux catégories, en dessous du baccalauréat, baccalauréat et au dessus. Pour les peu diplômées, nous ne trouvons aucun effet des incitations financières : les coefficients sont nuls. Pour les plus diplômées, comme le montre le tableau 8, il y a des effets faiblement significatifs pour les première et troisième naissances, mais de nouveau un coefficient nul pour la deuxième naissance. Nous discuterons plus avant ces résultats dans la dernière partie de l'article.

Il y a plusieurs façons d'étudier la qualité de l'ajustement du modèle. Nous nous concentrons ici sur la fécondité. Étant donné les coefficients estimés, on peut calculer conditionnellement aux variables exogènes les probabilités d'emploi féminin et de naissance dans chaque logement. La probabilité estimée de naissance est de 0,21 dans les logements qui ont effectivement vu une naissance, alors qu'elle n'est que de 0,05 dans les autres. Le pseudo R^2 , rapport de la variance de la probabilité calculée à la variance de l'indicatrice de naissance, est de 0,24. Le tableau 10 compare taux de fécondité observés et prédits pour divers sous échantillons. L'ajustement apparaît satisfaisant dans l'ensemble : il retrace bien les variations de la fécondité selon l'âge et le diplôme de la mère et selon le rang de naissance.

13. Pour la première naissance, nous supposons que cet effet ne s'observe qu'avant trente ans, pour les naissances suivantes, avant trente-cinq ans.

Figure 11 : *Le désir d'enfant (11a)*

Naissances de rang 1 ou 2

Figure 11 : *Le désir d'enfant (11b)*

Naissances de rang 3

Figure 11 : *Le désir d'enfant (11c)*

Intervalle de confiance pour la naissance de rang 2
avec un enfant de deux ans

Figure 11 : *Le désir d'enfant (11d)*

Statut marital et premier enfant

Tableau 10 : *Ajustement des taux de fécondité sur l'échantillon*

Critère	Observations		Ajustement
	Nombre	Taux de fécondité	
Ensemble	722 625	0,066	0,064
Rang de naissance			
Rang un	204 183	0,047	0,047
Rang deux	279 689	0,090	0,088
Rang trois ou plus	238 754	0,067	0,064
Présence d'un nouveau né			
$C_{-1} = 0$	697 355	0,069	0,067
$C_{-1} > 0$	25 271	0,030	0,033
Âge de la mère			
20-24	66 007	0,200	0,188
25-26	84 287	0,166	0,167
27-28	119 730	0,164	0,173
29-30	139 275	0,151	0,140
31-35	206 690	0,087	0,090
36-40	90 932	0,040	0,034
41-49	15 705	0,004	0,004
Diplôme de la mère			
Études supérieures	62 169	0,088	0,075
Baccalauréat + 2 ans	103 970	0,087	0,082
Baccalauréat, ou équivalent	132 477	0,084	0,082
CAP, BEP ou équivalent	186 615	0,061	0,065
BEPC seul	49 791	0,050	0,054
Sans diplôme	187 604	0,054	0,050
Statut du partenaire et vis-à-vis de l'emploi			
Seule	48 383	0,021	0,022
En couple	674 243	0,077	0,075
Salariée en 1999	299 486	0,057	0,062
Sans emploi	423 140	0,073	0,066

5. Simulations de politique familiale

Nos estimations ne font jouer aucun rôle aux incitations financières dans la fécondité des femmes peu diplômées ; en revanche, elles suggèrent que ces incitations peuvent avoir un effet sur la fécondité des femmes qui ont au moins le baccalauréat, en ce qui concerne les naissances de rang 1 et 3 tout au moins. Il importe donc de quantifier cet effet. Pour ce faire, nous évaluons ici les effets sur la fécondité et l'emploi des femmes de notre échantillon de plusieurs réformes possibles de la politique familiale, ainsi que de la création récente de la Prestation d'Accueil au Jeune Enfant. Ces simulations appellent trois remarques :

- Notre équation de fécondité simule les naissances conditionnellement à la composition familiale de début de période. En ce sens, nos simulations sont statiques, par opposition à des simulations dynamiques qui appliqueraient les taux de fécondité simulés sur toute la durée de vie des femmes de notre échantillon.
- Les effets simulés sont en gros proportionnels aux coefficients α_d et α_v estimés. Notre estimation de la sensibilité de la participation aux incitations financière α_d est assez précise, et notre expérience sur plusieurs variantes de ce modèle suggère que les effets sur l'emploi simulés sont assez robustes. Tel n'est pas le cas pour notre estimation de la sensibilité de la fécondité aux incitations financières α_v , qui est très imprécise et est assez sensible aux variantes de spécification de l'équation de fécondité. Les effets sur la fécondité simulés que nous présentons ci-dessous doivent donc être interprétés avec les plus grandes précautions. Afin de bien souligner ce point, nous analyserons d'ailleurs plus loin les effets simulés dans une « variante haute ».
- La population que nous analysons est raisonnablement représentative des femmes françaises (hors fonctionnaires) en ce qui concerne la situation sur le marché du travail, si bien que les effets simulés sur l'emploi peuvent être extrapolés sans trop de risques. En revanche, elle ne représente qu'environ un tiers des naissances mesurées en France, et il est douteux que ce tiers soit représentatif. Il nous arrivera d'extrapoler les effets simulés sur la fécondité aux naissances totales, mais les chiffres obtenus dans ces conditions ne représentent qu'un ordre de grandeur très grossier.

Nous avons simulé les effets de trois types de réformes de la politique familiale. La première abolit l'Allocation Parentale d'Éducation, dans son ensemble ou uniquement pour les naissances de rang 2 ; dans la mesure où le redressement récent de la natalité a parfois été relié à l'extension de l'APE aux naissances de rang 2 en juillet 1994, cette réforme nous permet d'évaluer cette hypothèse « en creux ». Le deuxième groupe de réformes concerne la création d'un « crédit enfant » de

300 euros par mois¹⁴ versé jusqu'aux trois ans de l'enfant, indépendamment de la situation des parents sur le marché du travail. Il s'agit là d'une réforme très coûteuse : de l'ordre de 9 milliards d'euros par an, soit 0,6 % du PIB français. Pour cette raison, nous examinons aussi des variantes où ce crédit d'enfant est financé par la suppression de l'ensemble des autres prestations familiales¹⁵ et/ou où le crédit d'enfant n'est versé que pour les naissances de rang supérieur ou égal à 3.

Notre dernière simulation porte sur la création au 1^{er} janvier 2004 de la Prestation d'Accueil au Jeune Enfant (PAJE). La PAJE se substitue à l'Allocation Parentale au Jeune Enfant et à l'APE. Elle comprend plusieurs éléments :

- une prime à la naissance de 800 euros
- une allocation de base de 160 euros par mois jusqu'aux trois ans de l'enfant
- un « complément de libre choix d'activité » de 340 euros par mois jusqu'aux trois ans de l'enfant
- un « complément de libre choix du mode de garde ».

Nous négligeons ici la prime à la naissance et le complément de libre choix du mode de garde. L'allocation de base est le successeur de l'APJE ; elle est d'un montant comparable mais est attribuée sous un plafond de ressources d'environ 40 % plus élevé. Le complément de libre choix d'activité se substitue à l'APE ; son montant est plus faible d'un tiers, et il est attribué sous des conditions d'activité passée plus restrictives¹⁶. En revanche, il concerne également les naissances de rang 1 (jusqu'aux six mois de l'enfant seulement) et il est cumulable avec l'allocation de base, alors que l'APE et l'APJE s'excluaient mutuellement.

5.1. Variante centrale

Nous présentons pour commencer les résultats des simulations¹⁷ effectuées à partir des estimations présentées en section 4. Le tableau 11 donne les effets simulés sur la fécondité et l'emploi. Les effets sur l'emploi sont parfois importants, mais les effets sur la fécondité sont faibles ; ils culminent à 2,2 % pour la mesure la plus généreuse (le crédit enfant non financé). L'abolition de l'APE de rang 2 a

14. La somme de 300 euros correspond environ à la moitié du seuil de pauvreté d'un adulte.

15. Nous n'avons pas examiné en détail le bilan budgétaire de ces réformes.

16. Rappelons que nos données ne nous permettent pas d'appliquer la condition d'activité passée.

17. Les deux premières lignes du tableau 11 montrent l'effet sur la fécondité et l'emploi féminin respectivement d'une augmentation de 100 euros des revenus du ménage $R(0)$ et du revenu apporté par le travail de la femme. Les résultats confirment l'idée que le loisir est un bien normal : les femmes travaillent moins quand les revenus de leur ménage s'accroissent ; elles travaillent davantage et réduisent (légèrement) leur fécondité quand la rémunération du travail augmente. En revanche, nous ne trouvons pas que la demande d'enfants augmente avec les revenus des ménages, contrairement à de nombreuses études de la littérature.

Tableau 11 : *Effets de la politique familiale (en %)*

Réforme	effet sur la fécondité	effet sur l'emploi
Revenu hors travail +100€ par mois	-0,5	-1,9
Revenu du travail +100€ par mois	-0,2	+8,8
Abolition de l'APE	-0,6	+3,9
Abolition de l'APE de rang 2	+0,3	+2,5
Crédit enfant	+2,2	+0,1
Crédit enfant financé	+0,7	+4,4
Crédit enfant de rang 3	+1,2	-0,1
Crédit enfant de rang 3 financé	-0,1	+4,0
Création de la PAJE	+1,2	-0,5

des effets *a priori* contrintuitifs : dans la mesure où la sensibilité estimée des naissances de rang 2 est nulle, elle n'a aucun effet sur ces naissances mais augmente le nombre des naissances de rang 3. La suppression des prestations familiales réduit fortement l'effet du crédit enfant sur la fécondité. La création de la PAJE a un effet non-négligeable qui transite surtout par les naissances de rang 1.

Les effets simulés sur l'emploi, qui nous paraissent plus robustes, ont certains aspects intéressants. Les effets simulés négatifs de l'APE sur l'emploi sont très proches de ceux que nous avons obtenus dans nos travaux précédents : comme l'APE est conditionnelle au retrait de l'emploi d'un des deux parents, elle réduit fortement la participation des femmes éligibles. Le crédit enfant est en revanche neutre sur l'emploi, dans la mesure où nous l'attribuons aussi aux femmes qui travaillent. Les prestations familiales dans leur ensemble¹⁸ semblent réduire la participation de manière non-négligeable. Enfin, la création de la PAJE paraît avoir un effet légèrement négatif sur la participation.

5.2. Variante haute

À titre purement illustratif, nous présentons maintenant les résultats d'une « variante haute » où nous avons fixé la valeur de la sensibilité de la fécondité aux incitations financières α_v à sa valeur estimée la plus élevée (obtenue pour les naissances de rang 3 des femmes diplômées), indépendamment du rang de naissance et du niveau de diplôme de la femme¹⁹. À ce stade, nous interprétons les résultats

18. Cet ensemble inclut bien sûr l'APE.

19. Nous avons réestimé les autres coefficients du modèle. La vraisemblance est plus basse de 17,0 points, ce qui rejette nettement ce choix de coefficients.

Tableau 12 : *Effets sur la fécondité, variante haute (en %)*

Réforme	effet sur la fécondité
Abolition de l'APE	-5,8
Abolition de l'APE de rang 2	-2,5
Crédit enfant	+12,2
Crédit enfant financé	-0,4
Crédit enfant de rang 3	+4,7
Crédit enfant de rang 3 financé	-6,7
Création de la PAJE	+4,6

de cette variante comme un ordre de grandeur des effets les plus élevés qu'on pourrait attendre de la politique familiale sur la fécondité. Le tableau 12 présente les résultats de ces simulations pour la fécondité²⁰. Ces chiffres sont évidemment beaucoup plus forts que ceux du tableau 11. À titre d'exemple, l'extension de l'APE aux naissances de rang 2 est ici jugée responsable d'une augmentation de 2,5 % des naissances. À l'échelon national, cela représenterait environ 20 000 naissances par an, soit à peu près la moitié du redressement de la natalité depuis 1995. La création de la PAJE pourrait augmenter la fécondité d'environ 35 000 naissances par an. On remarquera que la création d'un crédit d'enfant réduit cette fois la natalité quand elle est financée par une suppression des prestations familiales : ce phénomène s'explique par une forte baisse des naissances de rang 2 liée dans ces simulations à la fin de l'APE. Ce résultat illustre la difficulté de prédire les effets sur la natalité d'une modification de la politique familiale, même si la sensibilité de la fécondité aux incitations financières est supposée connue.

Conclusion

Nous avons estimé un modèle statique qui décrit simultanément les décisions de fécondité et d'offre de travail des femmes. L'estimation repose sur une description détaillée du système d'impôts et de prestations attaché à la famille en France entre 1997 et 1999, prenant notamment en compte les effets incitatifs de l'allocation parentale d'éducation. L'hypothèse identifiante est que les femmes qui sont susceptibles de bénéficier le plus du système de transferts à l'occasion d'une naissance devraient être celles qui ont le plus d'enfants. Nous avons procédé à l'estimation d'un tel modèle en coupe sur l'année 1999, dans Laroque

20. Les effets sur l'emploi sont très proches des chiffres du tableau 11 et ne sont donc pas repris ici.

Et Salanié (2004), avec des résultats un peu différents. Dans ce dernier article, l'échantillon ne portait que sur une seule année et sa taille réduite contraignait la spécification du désir d'enfants. On trouvait alors une influence plus forte des incitations financières, mais nulle pour les familles de plus de deux enfants. L'empilement des données sur trois années, réalisé ici, autorise une spécification riche du désir d'enfants avec de nombreuses variables socio-démographiques. Mais ces variables déterminent également les transferts sociaux et fiscaux, et il semble bien qu'il soit difficile de séparer de manière fiable leur effet direct de leur effet indirect à travers le système socio-fiscal. C'est en tout cas une interprétation possible de la faible importance des incitations financières sur la fécondité que nous avons trouvée plus haut, et qui, en tout état de cause, conduirait à attribuer à l'Allocation Parentale d'Éducation au plus la moitié du redressement de la fécondité observé dans la deuxième moitié des années quatre-vingt-dix.

encadré 1

Les prestations familiales et sociales

Nous prenons en compte dans nos simulations la plupart des prestations auxquelles peuvent prétendre les ménages de notre échantillon. Tous les chiffres cités font référence au système socio-fiscal qui prévalait en janvier 1999.

- Les prestations familiales ne sont pas imposables. Elles comprennent :
 - les allocations familiales, qui sont versées sans conditions de revenus aux ménages ayant au moins deux enfants. Leur montant est de 105 euros par mois pour deux enfants et de 135 euros par enfant supplémentaire, avec des majorations pour grands enfants ;
 - le complément familial, qui est versé sous conditions de ressources aux ménages ayant au moins trois enfants de plus de trois ans. Son montant est de 135 euros par mois ;
 - l'allocation pour jeune enfant (APJE), qui est versée sous les mêmes conditions de ressources aux ménages ayant un enfant de moins de trois ans ;
 - l'allocation parentale d'éducation (APE). L'APE est versée aux parents (pour l'essentiel des femmes) qui réduisent leur activité lors de la naissance d'un enfant de rang 2 au moins, indépendamment du revenu du couple. Elle est de 465 euros par mois pour une femme qui travaillait auparavant à temps complet. La perception de l'APE n'est possible que si la femme concernée a travaillé au moins deux ans dans les dix ans précédant la naissance (dans les cinq ans pour une naissance de rang 2).

Il convient de noter que l'APE, l'APJE et le complément familial s'excluent mutuellement. Enfin, l'impôt sur le revenu et la taxe d'habitation jouent également un rôle important dans notre analyse dans la mesure où ils dépendent de la composition familiale.

- Le revenu minimum d'insertion (RMI) est une allocation différentielle qui garantit un revenu minimum aux couples au-delà de 25 ans. Il est de 480 euros par mois pour un couple sans enfants et augmente avec le nombre d'enfants.
- Les aides au logement financent une partie du loyer des ménages. Leur valeur dépend de nombreux paramètres (composition familiale, revenu, loyer, type de logement, commune de résidence) que notre simulation ne retrace qu'assez grossièrement.

encadré 2

Court terme et long terme

La durée de versement des différentes prestations est variable. L'APE et l'APJE ne sont versées que jusqu'aux trois ans de l'enfant, et même les allocations familiales ne durent que jusqu'à ce que les enfants atteignent vingt ans. Dans l'idéal, il faudrait calculer le gain de revenu actualisé lié à une naissance en prenant en compte ses effets sur toute la chronique des prestations futures, ce qui est très difficile dans la mesure où cette naissance influence également l'offre de travail et la fécondité à venir. Nous avons tranché dans le vif en adoptant une approche de court terme : le gain de revenu est évalué pour l'année suivant la naissance seulement. Nous sommes conscients qu'il s'agit d'une cote mal taillée, d'autant plus que nous adoptons en revanche une approche de long terme en ce qui concerne le RMI, en négligeant les modalités d'intéressement²¹.

21. Un RMiste qui reprend un emploi peut conserver le bénéfice de 50 % de son RMI pendant un an.

Références

Ahn, N. 1995. "Measuring the value of children by sex and age using a dynamic programming model", *Review of Economic Studies*, 62, pp. 361-379.

Apps, P. & Rees, R. 2001. "Fertility, female labour supply and public policy", *Technical Report 409*, IZA.

Becker, G. 1991. *A Treatise on the Family*, Harvard University Press.

Blanchet, D. & Ekert-Jaffé, O. 1994. "The demographic impact of family benefits: Evidence from a micromodel and from macrodata", in J. Ermisch & N. Ogawa, eds, *The Family, the Market and the State in Ageing Societies*, Clarendon Press.

Choné, P., Leblanc, D. & Robert-Bobée, I. 2002. « Offre de travail féminine et garde des enfants ». À paraître dans *Économie et prévision*.

Cigno, A. 1986. "Fertility and the tax-benefit system: A reconsideration of the theory of family taxation", *Economic Journal*, 96, pp. 1035-1051.

del Boca, D. 2002. "The effect of child care and part-time opportunities on participation and fertility decisions in Italy", *Journal of Population Economics*, 15, pp. 549-573.

Ekert-Jaffé, O. 1986. « Effets et limites des aides financières aux familles : une expérience, un modèle », *Population*, 2, pp. 327-348.

Francesconi, M. 2002. "A joint dynamic model of fertility and work of married women", *Journal of Labor Economics*, 20, pp. 336-380.

Gauthier, A. 1996. *The State and the Family*, Oxford University Press.

Gauthier, A. & Hatzius, J. 1997. "Family benefits and fertility: An econometric model", *Population Studies*, 51, pp. 295-346.

Heckman, J. & Walker, J. 1990a. "The relationship between wages and income and the timing and spacing of births: Evidence from swedish longitudinal data", *Econometrica*, 58, pp. 1411-1441.

Heckman, J. & Walker, J. 1990b. "The third birth in Sweden", *Journal of Population Economics*, 3, pp. 235-275.

Hotz, J., Klerman, R. & Willis, R. 1997. "The economics of fertility in developed countries", in M. Rosenzweig & O. Stark, eds, *Handbook of Population Economics*, North Holland.

Hotz, J. & Miller, R. 1988. "An empirical model of lifecycle fertility and female labour supply", *Econometrica*, 56, pp. 91-118.

Keane, M. & Wolpin, K. 2002a. "Estimating welfare effects consistent with forward-looking behaviour, i: Lessons from a simulation exercise", *Journal of Human Resources*, 37, pp. 570-599.

Keane, M. & Wolpin, K. 2002b. "Estimating welfare effects consistent with forward-looking behaviour, ii: Empirical results", *Journal of Human Resources*, 37, pp. 600-622.

Laroque, G. & Salanié, B. 1999. « Prélèvements et transferts sociaux : une analyse des incitations financières au travail », *Économie et statistique*, 328, pp. 3-19.

Laroque, G. & Salanié, B. 2000. « Une décomposition du non-emploi en France », *Économie et statistique*, 331, pp. 47-66.

Laroque, G. & Salanié, B. 2002. "Labor market institutions and employment in France", *Journal of Applied Econometrics*, 17, pp. 25-48.

Laroque, G. & Salanié, B. 2003. *Institutions et emploi : les femmes et le marché du travail en France*, Economica.

Laroque, G. & Salanié, B. 2004. "Fertility and financial incentives in France", *CESifo Economic Studies*, 3/04. À paraître.

Lefebvre, P., Brouillette, L. & Felteau, C. 1994. « Les effets des impôts et des allocations familiales sur les comportements de fécondité et de travail des canadiennes : résultat d'un modèle de choix discrets », *Population*, 2, pp. 415-456.

Milligan, K. 2002. Subsidizing the stork: New evidence on tax incentives and fertility, *Technical Report 8845*, NBER.

Moffitt, R. 1998. "The effect of welfare on marriage and fertility", in R. Moffitt, ed., *Welfare, the Family, and Reproductive Behavior: Research Perspectives*, National Academy Press.

Rosenzweig, M. 1999. "Welfare, marital prospects, and nonmarital childbearing", *Journal of Political Economy*, 107, pp. S3-S32.

Rosenzweig, M. & Schultz, T. P. 1985. "The demand for and supply of births: Fertility and its lifecycle consequences", *American Economic Review*, 75, pp. 992-1015.

Thélot, C. & Villac, M. 1998. *Politique familiale : bilan et perspectives*, La Documentation Française.

Wolpin, K. 1984. "An estimable dynamic stochastic model of fertility and child mortality", *Journal of Political Economy*, 92, pp. 852-874.