

# économie publique

**études et recherches**

Revue de l'Institut d'Économie Publique

Deux numéros par an

n° 13 - 2003/2



**économie**publique sur internet : [www.idep-fr.org](http://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

## Le quotient familial a-t-il stimulé la natalité française ?

Camille Landais \*

---

### Résumé

Dans cette étude, nous exploitons les variations des mesures familiales de la législation de l'impôt sur le revenu afin d'estimer l'impact des incitations financières sur la fécondité à partir de la méthode dite des « expériences naturelles ». Nous utilisons des données annuelles issues du dépouillement exhaustif de l'ensemble des déclarations de revenus par l'administration fiscale depuis 1915. Nous avons exploité deux expériences naturelles, le plafonnement des effets du QF en 1981 et l'introduction de la demi-part supplémentaire au troisième enfant en 1980, qui semblent indiquer que l'impact des politiques d'incitations fiscales sur la fécondité est positif, mais toujours extrêmement faible. Néanmoins, même s'ils demeurent très faibles, ces effets présentent deux caractéristiques remarquables. Ils sont tout d'abord très lents à se diffuser (5 à 10 ans). Ils sont ensuite assez clairement dissymétriques en fonction du rang de naissance et du niveau de revenu : la politique de troisième enfant a une certaine efficacité quoique très restreinte et les très hauts revenus sont légèrement plus sensibles aux incitations fiscales que les hauts revenus.

**Mots clés :** Fécondité, quotient familial, expérience naturelle.

---

\*. EHESS, ENS. 48, boulevard Jourdan, 75014 Paris, [camille.landais@ens.fr](mailto:camille.landais@ens.fr). Cet article est la version abrégée d'un papier que l'on peut se procurer à l'adresse suivante : <http://pythie.cepremap.ens.fr/~piketty/>. Toutes les tables statistiques issues de notre travail de reconstruction des données fiscales, et à partir desquelles nos graphiques et tableaux sont construits sont consultables à cette même adresse.

## Summary

In this article, we try to estimate the impact of financial incentives on fertility using the natural experiment method. The data used in this paper come from annual 1915-1998 income tabulations produced by the French Income Tax system, which has always embedded strong familial measures in order to stimulate fertility. We focused on two particular episodes: the ceiling of the effects of the Quotient familial decided in 1981, and the extension of the incentives towards the third child which took place in 1980. Our estimates tend to prove that fiscal policy has a very small impact on French top revenues' fertility. But this impact is peculiar in the sense that it is quite clearly asymmetric: the incentives are a little more efficient at the third child's level, and the elasticity of fertility seems a little stronger for very high revenues.

**Keywords:** Fertility, french quotient familial, natural experiment.

J.E.L. : J13, D19, H31.

## 1. Incitations financières et fécondité : état des lieux

La théorie économique classique permet d'interpréter simplement les phénomènes de fécondité : le choix de fécondité est rapporté à un arbitrage entre le coût d'un enfant, coût qui dépend fortement de la politique familiale, et un désir d'enfant, qui est également un désir de transmission de capital humain motivé par l'altruisme plus ou moins important des parents. Enrichi de l'impact du travail féminin, ce modèle canonique postule que la fécondité dépend positivement des revenus du ménage, mais négativement du salaire potentiel de la femme. De nombreuses études empiriques sont venues confirmer les suggestions du modèle <sup>1</sup>, même si les effets estimés sont le plus souvent d'une faible intensité <sup>2</sup>.

Néanmoins, ce type de travaux propose une vision extrêmement fruste des systèmes de prestations familiales, qui ne permet pas de connaître avec précision

---

1. Par exemple Butz et Ward (1979), Rosenzweig et Schultz (1985), Hotz et Miller (1988), Heckman et Walker (1990)

2. Pour une revue complète de cette littérature, voir Hotz, Klerman et Willis (1997).

l'impact des politiques d'incitations financières : c'est pourquoi plusieurs travaux ont tenté de donner une évaluation plus pointue des effets des prestations familiales sur la fécondité, sans parvenir toutefois à forger des résultats vraiment robustes. Et cela pour plusieurs raisons. Tout d'abord, les études comme celles de Gauthier et Hatzius (1997) ou de Blanchet et Eckert-Jaffé (1994), n'utilisent que les systèmes d'allocations familiales (donc des prestations identiques à tous niveaux de revenus) et sont réduites à opérer des comparaisons diachroniques ou en coupe (internationale). Elles ne peuvent donc pas contrôler tous les effets fixes (*trends* temporels ou effets fixes « pays »). Étant donnée la multiplicité des facteurs déterminant la fécondité, une approche aussi générale ne peut pas prétendre effectuer tous les contrôles nécessaires afin d'isoler l'impact spécifique des politiques d'incitations financières. Essayant de contourner ces écueils méthodologiques, plusieurs travaux ont cherché à exploiter des « expériences naturelles ». Malheureusement, le champ de ces travaux est circonscrit exclusivement au Canada. En effet, Milligan (2002), et Duclos, Lefebvre et Merrigan (2002), utilisent tous deux l'introduction, en 1988, d'un dispositif spécial d'allocation pour nouveau-né au Québec (dispositif différent de la législation standard pour le reste du Canada), et sa suppression en 1997. Ceci leur fournit une (double) expérience naturelle qui leur permet de contrôler efficacement les problèmes d'effets fixes temporels rencontrés par les études précédentes. Leurs conclusions sont assez voisines : cette mesure a permis un relatif rattrapage de la fécondité québécoise. Selon Duclos, Lefebvre et Merrigan, cette réponse positive de la fécondité à la politique d'allocation familiale a été encore plus forte au seuil du troisième enfant. Milligan, quant à lui, souligne l'hétérogénéité des effets des incitations financières selon les ménages, en fonction du revenu et de l'activité féminine<sup>3</sup>.

Au regard de ce rapide panorama de la littérature, deux conclusions s'imposent. Premièrement, il n'existe aucune véritable estimation sérieuse de la sensibilité de la fécondité française aux incitations financières. Les estimations disponibles pour le Canada, aussi bonnes soient-elles, ne nous permettent pas de juger l'impact de notre propre système d'incitations financières à la fécondité, alors même que l'importance donnée à ces prestations en espèces constitue une particularité de la politique familiale française<sup>4</sup>. En outre, les seules estimations disponibles, lorsqu'elles portent sur données individuelles, se focalisent exclusivement sur les allocations familiales. C'est oublier que dans l'architecture de la politique familiale française, l'impôt sur le revenu joue un rôle central<sup>5</sup>. Surtout,

---

3. Résultats qui semblent corroborer les intuitions théoriques de Becker et Tomes (1976).

4. En effet, la France consacre près de 86 % de ses dépenses de politique familiale aux prestations en espèce alors que les pays d'Europe du Nord, mais aussi l'Italie ou l'Allemagne, mobilisent près d'un tiers des dépenses pour des prestations en nature.

5. En 1996, le fonctionnement du quotient « enfant » de l'impôt sur le revenu (c'est-à-dire sans prise en compte des effets de la part entière pour le conjoint ou la conjointe) représentait 60 milliards

l'exploitation des données fiscales offre un certain nombre d'avantages méthodologiques, là où les allocations familiales posent problème. Car le fonctionnement de l'impôt sur le revenu (IR) induit des effets d'incitations différentiels suivant le niveau de revenu. De surcroît, ces effets ont subi, du fait d'une législation mouvementée, de fortes variations asymétriques, ce qui nous procure plusieurs expériences pseudo-naturelles, avec groupes test et groupes de contrôle à la fois très proches et homogènes mais connaissant une évolution fortement contrastée et divergente de leur incitation financière à la fécondité, permettant ainsi de contrôler les effets fixes et les biais d'endogénéité qui polluent traditionnellement les estimations de l'impact des incitations financières sur la fécondité. Cette étude s'intéresse en particulier à deux expériences pseudo-naturelles majeures du début des années 1980 : d'une part le plafonnement des effets du quotient familial, et d'autre part l'introduction de la part entière au troisième enfant.

Après avoir présenté, dans un premier temps, les données et la méthode utilisées, nous rappellerons les grandes lignes de l'histoire des mesures familiales de l'impôt sur le revenu, puis nous proposerons des estimations de l'impact du plafonnement du quotient familial et de l'instauration de la part entière au troisième enfant, respectivement en 1981 et 1980.

## 2. Méthodologie

L'objectif premier de cette étude est d'utiliser des données non encore exploitées et susceptibles d'éclairer d'un jour nouveau la question de l'impact des incitations financières sur la fécondité française. Nous avons en effet exhumé les données issues des tableaux récapitulatifs publiés chaque année par l'administration fiscale à partir du dépouillement exhaustif<sup>6</sup> des déclarations de revenu des contribuables depuis 1915<sup>7</sup>. Ces tableaux ont été publiés dans les diverses revues de l'administration fiscale : Bulletin de Statistique et de Législation Comparée, Bulletin de Statistique du Ministère des finances, Statistiques et Études financières<sup>8</sup>. L'importance donnée à la dimension familiale dans le mode de fonctionnement de l'impôt sur le revenu fait que nous disposons aujourd'hui d'un corps de données original et utile, dû à l'enregistrement d'un ensemble de caractéristiques

---

de francs courants, contre 290 milliards pour l'ensemble des diverses allocations à caractère familial (chiffres de Thélot et Villac (1998)).

6. L'exhaustivité de ces données explique qu'aucun écart-type ne figure dans nos estimations : nous disposons en effet de l'ensemble des individus pour chaque fractile de revenu considéré.

7. Il s'agit du même corpus original que celui exploité par Thomas Piketty (2001). Mais, alors que Piketty raisonnait à situation familiale moyenne, nous avons utilisé de manière systématique tous les éléments d'information sur les caractéristiques familiales des contribuables accessibles dans ces tableaux récapitulatifs.

8. Depuis 1985, ces tableaux ne sont plus publiés mais on peut se les procurer auprès de la DGI.

familiales propres aux différentes tranches de revenus, enregistrement nécessaire à la mise en pratique des différentes mesures de majorations ou d'allègements fiscaux. Ces caractéristiques familiales sont bien sûr des produits *ad hoc*, conformes aux exigences des dispositions fiscales et non aux besoins de la recherche, ce qui en rend parfois le suivi difficile, au gré des cahots de la législation (très mouvementée, en particulier entre 1920 et 1945). Avant 1945, nous disposons, pour chaque année, du nombre de déductions pour enfants à charge dans différentes tranches de revenu, ainsi que du nombre de couples mariés et sans enfants après deux ans de mariage. Depuis 1945, les contribuables sont répertoriés en fonction du nombre de parts de quotient familial et par tranche de revenu, ce qui nous permet d'avoir une idée plus précise des compositions et structures familiales.

À partir de ces données nous avons donc reconstruit l'évolution de la composition familiale et de la distribution des revenus des foyers qui composent le dernier décile de revenu, et que nous avons organisés en différents fractiles : P90-95 ; P95-99 ; P99-99,5 ; P99,5-99,9 ; P99,9-99,99 et enfin P99,99-100<sup>9</sup>. Pour ce faire, nous avons utilisé préférentiellement la technique d'interpolation à partir d'une loi de Pareto, qui offre une grande fiabilité lorsqu'il s'agit de reconstituer la queue supérieure d'une distribution de revenus. Et, d'après les règles de la législation fiscale, nous avons pu reconstruire pour chacun de ces fractiles, et pour chaque situation familiale, le montant de l'impôt dû chaque année depuis 1915 au titre de l'imposition sur le revenu. Or les multiples bouleversements de la législation fiscale ont produit une évolution fortement contrastée des montants de l'impôt de ces différents groupes familiaux de revenus, et donc par suite de leur incitation fiscale à avoir des enfants. Ceci nous procure ainsi plusieurs expériences « quasi-naturelles », tout particulièrement dans les années 80, grâce au plafonnement des effets du QF en 1981, et grâce à l'instauration de la part entière accordée au troisième enfant (réforme de 1980 élargie en 1986 à l'ensemble des enfants au-delà du troisième).

Pourquoi ces données nous permettent-elles de mieux répondre aux problèmes méthodologiques inhérents à l'estimation des impacts des incitations financières sur la fécondité ? En premier lieu, elles nous donnent la possibilité de ne pas nous contenter de la seule analyse des allocations familiales, qui donnent droit, à situation familiale donnée, à un montant unique quel que soit le niveau de revenu<sup>10</sup>. L'avantage fiscal, lui, dépend du revenu, et la législation affecte le plus

---

9. L'expression P90-95 désigne l'ensemble des foyers dont le revenu est compris entre le seuil P90 qui marque l'appartenance aux 10 % des foyers les plus riches, et le seuil P95 qui marque l'appartenance aux 5 % des foyers les plus riches. Les expressions P95-99, P99-99,5, P99,5-99,9, P99,9-99,99 et P99,99-100 doivent être comprises de la même façon.

10. Les allocations familiales représentent pour les hauts revenus des montants relativement négligeables au regard de l'incitation fiscale. Surtout, les évolutions du montant des allocations familiales sont infimes au regard des variations des gains fiscaux rencontrés par les hauts revenus au cours du

souvent de manière différentielle les niveaux de revenu (ce qui est le cas pour les deux expériences naturelles que nous avons utilisées). Le plafonnement des effets du QF a, par exemple, brusquement diminué l'incitation fiscale des fractiles du centile supérieur de revenu, sans modifier l'incitation des autres fractiles des P90-100 dont nous avons pu reconstituer l'histoire fiscale. Ces mesures, provoquant des variations exogènes des revenus relatifs entre les fractiles du décile supérieur, constituent donc des expériences naturelles qui nous permettent de procéder à des estimations en double différence relativement fiables. Le grand avantage est de pouvoir contrôler le problème de l'endogénéité des variations du revenu : le revenu du ménage peut augmenter car les parents travaillent plus pour préparer financièrement la naissance d'un nouvel enfant, créant une corrélation trompeuse entre revenu et fécondité. L'analyse des variations exogènes du revenu liées à des chocs fiscaux non anticipés permet d'éviter cet écueil. En outre, nous possédons des groupes test et des groupes de contrôle très proches en termes de revenu, de caractéristiques socioculturelles (susceptibles d'avoir un fort impact sur la natalité, comme le niveau de diplôme et d'éducation, etc.). Et, grâce à la technique de différence double, nous pouvons contrôler efficacement les effets fixes, à la fois liés aux groupes, mais également liés aux « trends » temporels.

Plusieurs bémols cependant : tout d'abord, les données que nous possédons sont agrégées, par tranches de revenus, et non pas individuelles. Nous ne disposons donc pas de l'ensemble des caractéristiques individuelles susceptibles d'avoir un impact sur la fécondité, telles que l'âge, le niveau de diplôme, etc. En outre, nos données sont collectées au niveau des foyers fiscaux et non pas des ménages, ni des individus. Il nous manque ainsi des informations importantes telles que la répartition du revenu au sein du foyer, l'exercice ou non d'un emploi chez l'époux ou l'épouse, etc. Cependant, étant donné que nous considérons des groupes de revenus très proches dans le cadre d'une expérience pseudo-naturelle, la méthode de « différence en différence » contrôle ces possibles effets fixes liés à des compositions de groupes légèrement différentes. Le seul écueil lié à cette méthode tient au caractère local des résultats obtenus, qui sont particuliers aux groupes étudiés, et donc difficilement exportables : le fait de trouver un impact faible dans une tranche de revenu donnée ne signifie pas que cet impact soit systématiquement faible à tout niveau de revenu.

---

siècle. Dans nos estimations en double différence, nous avons donc pu négliger les allocations dans l'incitation financière à la fécondité des hauts revenus.

*encadré 1*

La méthode d'estimation différence en différence dans le cadre d'expérience quasi-naturelle.

La méthode d'estimation différence en différence est une méthode d'estimation simple et particulièrement appropriée aux cas d'expériences dites naturelles. On peut en trouver un exemple d'application chez Piketty (1999), et pour une approche théorique on peut se rapporter à Bertrand, M., Duflo, E., Mullainathan, S. : « How much should we trust differences in differences estimates » NBER W8841, 2002.

Notre approche n'est pas à proprement parler économétrique : il s'agit d'une approche « pseudo-panel ». On pose un modèle simple où le nombre d'enfant d'un foyer ( $Y_{i,t}$ ) dépend à chaque instant (indiqué par  $t$ ) de son impôt sur le revenu ( $T_{i,t}$ ), et d'un ensemble de caractéristiques ( $X_{i,t}$ ) tels que le revenu, le niveau de diplôme, l'appartenance religieuse, le lieu de résidence, etc. L'indice  $i$  peut représenter chaque foyer individuellement ; dans notre cas précis, il représente les groupes de revenu du fait de la particularité de nos données. Si l'on ajoute des effets fixes liés aux groupes, et au temps  $t$  (effets macroéconomiques supposés agir sur tous les groupes de la même façon), on obtient le modèle linéaire suivant :

$$Y_{i,t} = A + B.T_{i,t} + C.X_{i,t} + D.i + E.t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

où  $\varepsilon_{i,t}$  représente un terme d'erreur idiosyncratique. L'inconvénient d'une estimation par les moindres carrés ordinaires d'un tel modèle est qu'il peut y exister des biais d'endogénéité étant donné que l'imposition  $T_{i,t}$  dépend précisément du nombre d'enfants du foyer. Le propre de la méthode des expériences dites « naturelles » est d'analyser l'effet de variations exogènes de  $T_{i,t}$  afin de corriger ce biais. Cette méthode repose en outre sur l'hypothèse identifiante forte que ce choc exogène sur  $T_{i,t}$  laisse inchangées les autres variables  $X_{i,t}$  du modèle, si bien que les  $X_{i,t}$  peuvent être considérés comme des  $X_i$  entre  $t$  et  $t'$  (c'est-à-dire dans un court intervalle de temps après le choc exogène). Cette hypothèse nous est indispensable dans la mesure où nous ne disposons pas des variables de contrôle telles que l'âge ou le niveau de diplôme. Dès lors, on peut construire la différence première :

$$\Delta_{t'}(Y_{i,t}) = B.(\Delta_{t'}(T_{i,t})) + E.(\Delta_{t'}(t)) + \Delta_{t'}(\varepsilon_{i,t}) \quad (2)$$

L'équation (2) nous permet de neutraliser l'effet fixe lié au groupe. Mais l'effet fixe temporel demeure. Pour l'éliminer, il faut construire les différences doubles, qui consistent à comparer les différences premières pour deux groupes différents  $i$  et  $j$  :

$$[\Delta_{ij}(\Delta_{t'}(Y_{i,t}))] = B.[\Delta_{ij}(\Delta_{t'}(T_{i,t}))] + [\Delta_{ij}(\Delta_{t'}(\varepsilon_{i,t}))] \quad (3)$$

On peut construire ainsi un estimateur simple  $\beta$  de B connu sous le nom d'estimateur de Wald :

$$\beta_{wald} = \frac{[\Delta_{ij}(\Delta_{it'}(Y_{i,t}))]}{[\Delta_{ij}(\Delta_{it'}(T_{i,t}))]} \quad (4)$$

Ajoutons également que le système des avantages fiscaux fonctionne comme un crédit d'impôt. L'incitation fiscale est donc quelque peu indirecte, puisque c'est une économie financière, alors que l'allocation familiale est un montant versé directement. Même si, du point de vue de la théorie micro économique, ceci est une simple clause de style qui ne change en rien le calcul des agents, on peut supposer néanmoins qu'allocations et avantages fiscaux ont un impact psychologique différent<sup>11</sup>. De plus, il est possible que, d'une part, l'impact des incitations financières soit non linéaire en fonction du revenu, et, d'autre part, qu'il existe un certain seuil de revenu à partir duquel les incitations ne jouent plus : cela réserve donc la possibilité d'un impact fortement dissymétrique des politiques familiales.

Du point de vue du cadre théorique, nous avons donc choisi une version délibérément simplifiée, qui permet toutefois d'aborder facilement les grands enjeux de cette question. Nous supposons en effet que les agents (agrégés par foyer fiscal) cherchent à maximiser l'utilité retirée de leur consommation de biens (c) et de la présence d'enfants (e) sous une contrainte budgétaire où l'impôt sur le revenu (t) dépend à la fois du niveau de revenu (y) et du nombre d'enfants du foyer :

$$\max U(c, e) \text{ sous contrainte } p.e + c < y - t(y, e) \quad (5)$$

où p désigne le coût d'un enfant (en termes d'éducation, de temps, d'habillement ou de nourriture, etc.). Classiquement, la condition de premier ordre, sous

---

11. Il faut également ajouter que ceci dépend fortement de la qualité de l'information disponible, qui constitue un aspect essentiel des expériences dites « naturelles ». En effet, il faut s'assurer que l'information des individus est suffisamment bonne pour que les évolutions constatées soient bien susceptibles d'être des réactions aux changements de l'incitation fiscale. Sur ce point, et malgré le caractère parfois labyrinthique de certaines dispositions, la réduction sensible des catégories de contribuables concernés par la fameuse « part entière » après l'adoption de l'amendement « de Courson » nous amène à penser que les foyers sont relativement au courant des avantages et désavantages fiscaux liés aux différentes situations de famille. En effet, avant l'amendement de Courson en 1995, les contribuables célibataires avaient droit à une part entière de QF (au lieu d'1/2) pour leur premier enfant. Si bien que, pour les contribuables concubins, il pouvait être avantageux de faire deux déclarations distinctes de revenus, afin de bénéficier de cette part complète. Après l'amendement de Courson, il faut, pour obtenir une part entière, démontrer qu'on élève effectivement seul l'enfant en question. Les concubins ne peuvent donc plus bénéficier de cette mesure. Le fait de voir le nombre de contribuables inscrits dans la tranche « 2 parts célibataires » chuter fortement après 1995 témoigne de la bonne connaissance des individus et des concubins, en l'occurrence, sur le fonctionnement le plus avantageux des mesures familiales de l'IR.

des hypothèses de continuité des variables de choix et de différentiabilité de la fonction d'utilité et de la fonction fiscale, nous donne :

$$\frac{U'_c(c, e)}{U'_e(c, e)} = \frac{1}{(p + t'_e(y, e))} \text{ Avec } t'_e < 0 \quad (6)$$

Dès lors, quand  $t(y, e)$  diminue, la fécondité (c'est-à-dire la consommation  $e$ ) augmente en raison de la combinaison d'un double effet : un effet de substitution (le coût relatif d'un enfant diminue) et un effet revenu. Nous cherchons ici à estimer la puissance de ces deux effets pour différents fractiles des hauts revenus, tout en conservant à l'esprit que ces effets ne sont pas nécessairement symétriques : l'élasticité de la fécondité aux incitations financières n'a pas de raison d'être identique à tout niveau de revenu, ni pour tous les enfants quel que soit leur rang de naissance <sup>12</sup>.

Nous nous sommes donc intéressés à deux expériences naturelles en particulier : le plafonnement des effets du QF, en 1981 et l'introduction de la demi-part supplémentaire au troisième enfant, en 1980. L'impact des incitations financières estimé à partir de ces deux expériences est significativement positif mais très faible et relativement lent à se diffuser.

### 3. L'impôt sur le revenu : un instrument original de politique familiale

L'IR constitue depuis sa création un puissant outil de politique familiale, particulièrement à l'endroit des hauts revenus. Malheureusement, son histoire tourmentée a souvent été oubliée <sup>13</sup>. Les années 1980 ont ravivé de vieilles querelles sur le fonctionnement du système fiscal familial et vu le chevauchement de politiques volontaires et contradictoires. Les effets de cette superposition de politiques antinomiques, en particulier la chute des gains moyens par enfants du dernier centile de revenu (plafonnement des effets du QF en 1981) et la modification drastique de la structure des gains par rang de naissance (instauration de la part entière au troisième enfant en 1980), méritent d'être analysés, non seulement comme tels,

12. C'est, d'une certaine manière, ce que soulignaient Becker et Tomes (1976) en introduisant une différence heuristique entre la demande d'enfant en qualité et la demande d'enfant en quantité. En incorporant des dotations de capital humain héritées, leur modèle génère une relation en U entre le nombre d'enfant désiré et le revenu. C'est-à-dire qu'à un faible niveau de revenu, l'individu va utiliser une hausse de revenu pour améliorer la qualité de l'enfant, tandis qu'à un haut niveau de revenu, celle-ci va provoquer un accroissement de la quantité d'enfant.

13. Le lecteur intéressé par l'histoire des mesures familiales de l'IR pourra se reporter au tableau complet qu'en dresse Piketty (2001) dans son chapitre 4.

mais surtout parce qu'ils représentent des expériences « quasi-naturelles » efficaces.

### 3.1. 1915-1945 : une politique volontaire très ciblée

Dès sa création en 1914, l'IR incorpore des mesures d'allègement fiscal pour les foyers mariés et avec enfants. Par un système de déductions forfaitaires pour charges de famille tout d'abord, puis par un mécanisme de réductions d'impôt proportionnelles pour charge de famille, d'autre part. Néanmoins, les taux marginaux d'imposition sont si faibles que l'avantage fiscal procuré par un enfant reste infime en proportion du revenu des quelques dizaines de milliers de foyers imposables, représentant essentiellement les 0,01 % des revenus les plus élevés, comme le montre la figure 1<sup>14</sup>.

Il faut en fait attendre la fin de la guerre, et le basculement des taux marginaux supérieurs de l'IR vers des taux « modernes » pour que le système d'allègement fiscal pour charge de famille commence à représenter une incitation financière véritable pour les foyers imposables. Les taux moyens d'imposition des 0,01 % des foyers les plus riches explosent ainsi de moins de 10 % à plus de 40 %, provoquant une augmentation brutale de leur avantage fiscal moyen par enfant qui passe de moins de 0,5 % à plus de 4 % de leur revenu (graphique 1). Mais l'assiette fiscale reste encore extrêmement étroite, si bien que jusqu'à la fin des années 1920, seuls les foyers représentant les 0,01 % des revenus les plus élevés sont véritablement concernés par les mesures familiales du système fiscal.

La loi du 25 juin 1920 instaure un système inédit de majorations d'impôt pour les contribuables sans enfant<sup>15</sup>. L'incitation à la fécondité provoquée par le système de déductions forfaitaires et de réductions d'impôt se trouve donc renforcé par ces majorations qui représentent une prime (à l'envers) au premier enfant<sup>16</sup>.

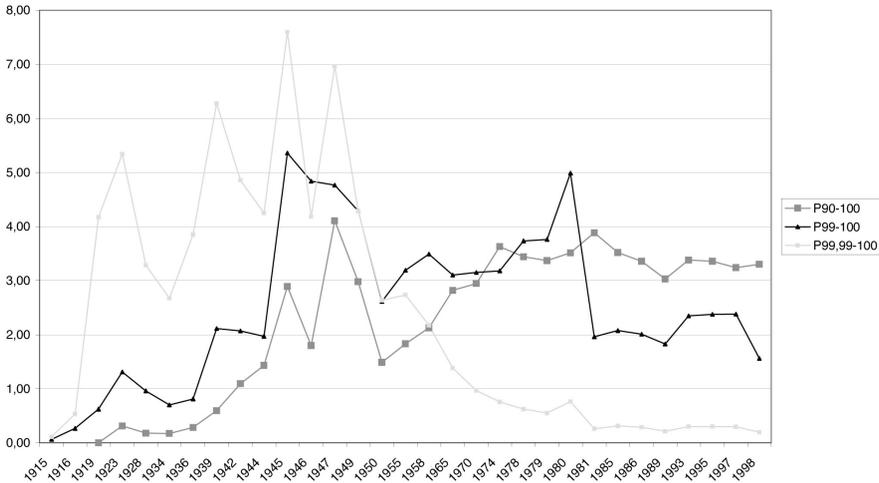
---

14. Les gains moyens par enfant, mentionnés dans ce graphique, ont été calculés sur la base de l'impôt dû par un contribuable possédant le revenu moyen du fractile P90-100 (respectivement P99-100 et P99,99-100) selon différentes situations familiales. Nous avons pu ainsi déduire l'économie d'impôt réalisée par la présence d'un enfant, de deux enfants, et ce jusqu'au 5<sup>e</sup> enfant. Ensuite, nous avons calculé un gain moyen, quel que soit le rang de naissance de l'enfant, en additionnant ces gains, par enfant, pondérés par le pourcentage de foyers avec 1 enfant, deux enfants, etc. Enfin, nous avons rapporté ce gain moyen par enfant en francs courants au revenu imposable, afin d'avoir une bonne mesure de l'impact fiscal par enfant relativement au niveau de revenu.

15. Les contribuables célibataires sans enfant voient par ce système leur impôt majoré de 25 %, tandis que l'impôt des contribuables mariés sans enfant au bout de deux ans de mariage subit une majoration de 10 %.

16. La loi de 1934, revalorisera encore cette « prime négative ». Dans le même temps les réductions d'impôt proportionnelles sont supprimées. Si bien que seules demeurent les réductions forfaitaires pour charges de famille.

Figure 1 : Gain moyen pour un enfant en % du revenu imposable pour les fractiles supérieurs.



Le bref passage aux affaires du Front Populaire marque une volonté de repenser l'organisation des mesures familiales de l'IR, selon une vision égalitaire où chaque enfant donnerait droit aux mêmes avantages financiers. Néanmoins, malgré quelques mesures symboliques (atténuation du système de majorations pour les contribuables sans enfant, progressivité dans les déductions forfaitaires pour charges de famille) ce changement d'orientation n'eut qu'un impact minime sur les taux effectifs d'imposition des très hauts revenus. Mais les questions familiales demeurent un véritable enjeu politique. Une refonte profonde du système familial de l'IR est instaurée dès 1938 : pour remplacer les majorations pour contribuables sans enfants, le Code de la Famille voté par le gouvernement Daladier met en place la Taxe de Compensation Familiale (TCF), qui fonctionne parallèlement à l'IR. La TCF poursuit le même objectif que les anciennes majorations, mais elle fonctionne comme un impôt à part et renforce ainsi la stigmatisation opérée contre les foyers sans enfant, qui se poursuit ensuite sous le régime de Vichy. Ceci produit en outre une forte augmentation de l'incitation à faire un premier enfant : le gain fiscal relatif procuré par le premier enfant d'un foyer de P99-100 progresse de trois points de pourcentage<sup>17</sup>.

17. Il était de 1 % du revenu imposable en 1936. Il est en 1939 égal à 3 % du revenu imposable. Pour les P99,99-100, ce gain passe de 6,5 à 10,7 %.

L'histoire familiale des premières années de l'IR se caractérise donc par deux éléments : premièrement une concentration des mesures sur une assiette très restreinte de contribuables, et deuxièmement, un ciblage précis des mesures à l'encontre de certaines catégories familiales, en particulier les foyers sans enfant. Un tel ciblage peut s'expliquer de deux façons. Tout d'abord, l'IR avait pour mission, plus que d'assurer les rentrées de recettes fiscales<sup>18</sup>, d'opérer une forme symbolique de redistribution, de justice sociale. Taxer les célibataires et les couples sans enfant les plus riches était donc pour l'État une manière de « marquer » de quels foyers il était le plus socialement et politiquement légitime d'exiger solidarité et redistribution. Mais ce système, comme nous l'avons remarqué, crée une forte incitation à l'envers en faveur du premier enfant, incitation qui n'est pas anodine. En effet, la situation démographique française de l'entre-deux-guerres se caractérise par une fracture entre un grand nombre de familles nombreuses et un nombre extrêmement important de célibataires et de femmes sans enfant<sup>19</sup>. La structure d'incitation de l'IR, fortement orientée vers le premier enfant, est donc également une réponse aux spécificités de la démographie française. Ces trente premières années de fonctionnement de l'IR, malgré leur législation tourmentée, constituent bien, par conséquent, une période de prise de conscience de la force de l'IR comme outil d'incitation et de contrôle des situations familiales.

### 3.2. 1945-1980 : création du QF et atténuation de la fiscalité familiale

À la fin de la seconde guerre mondiale, les questions de politique familiale restent d'une brûlante actualité, tandis que s'opère un véritable bouleversement démographique par le truchement du *baby boom*, dont la littérature démographique date traditionnellement le début aux alentours de 1942. Dans ce contexte, le vote de la loi du 31 décembre 1945 qui décide de la création du système du quotient familial, exprime la priorité que les hommes politiques entendaient donner à la famille et à la natalité, après la défaite de 1940 qui avait ravivé tragiquement le spectre du déclin démographique. Originalité toute française, le QF se distingue avant tout par son coût élevé. Le fonctionnement du système est simple : on attribue à chaque foyer fiscal un certain nombre de parts en fonction de sa situation familiale. Un célibataire a droit à une part, un couple marié à deux parts, et chaque enfant donne droit à une demi-part, quel que soit son rang de naissance. Ensuite, le revenu imposable du foyer est divisé par son nombre de parts et le barème d'imposition appliqué à ce revenu par parts. Enfin, le montant de l'impôt est multiplié par le nombre de parts et l'on obtient ainsi l'impôt final exigible. En raison de la progressivité du barème, ce système conduit donc à un impôt d'autant

---

18. Ce qui était la fonction essentielle des impôts cédulaires.

19. Cf. Daguet (2002).

plus faible que le nombre de parts est élevé. Mais plus encore, ce système conduit à une réduction d'impôt par part d'autant plus importante que le revenu est élevé. Par rapport à la législation antérieure, le QF est donc en principe globalement plus avantageux pour les familles, et encore plus pour les familles aisées. Cet avantage donné aux familles nombreuses et à haut niveau de revenu est évidemment directement fonction du choix fait dans l'attribution du nombre de parts. Par rapport à d'autres échelles de calcul comme celles de l'INSEE ou l'échelle d'Oxford, le QF attribue aux enfants et au conjoint un poids beaucoup plus fort. C'est pourquoi la gauche française a toujours eu du mal à accepter le QF : il représente beaucoup plus qu'un simple dédommagement face à la perte de niveau de vie occasionnée par la présence d'un conjoint et d'enfants. Et si le fonctionnement du QF dépasse le seul dessein redistributif, c'est parce qu'aux yeux des législateurs de 1945 il possède un objectif nataliste avoué.

L'instauration du QF coïncide donc avec une forte augmentation de l'avantage fiscal par enfant des hauts revenus. Pourtant, le système de QF possède une autre particularité trop souvent passée sous silence. C'est en effet un système d'incitation radicalement non linéaire en fonction du revenu. En effet, à partir d'un niveau très élevé de revenu, disons de  $X$  euros, le revenu par parts d'un contribuable, même avec une famille très nombreuse, reste supérieur au seuil de la tranche d'imposition maximale (appelons-le  $Y$ ). C'est-à-dire que même si le contribuable a quatre enfants, et donc 4 parts de QF,  $X$  divisé par 4 reste supérieur à  $Y$ . Dès lors, la réduction d'impôt procurée par un enfant est identique quel que soit le niveau de revenu supérieur à  $X$ <sup>20</sup>. Asymptotiquement, donc, le gain moyen par enfant en pourcentage du revenu est nul. Les gains du système de QF sont beaucoup moins linéaires que les gains liés aux déductions forfaitaires couplées aux réductions proportionnelles de l'entre-deux-guerres. En pourcentage du revenu imposable, ils sont d'abord nuls (pour les contribuables non imposables), puis effectivement croissants en fonction du niveau de revenu, jusqu'à un certain seuil cependant, à partir duquel ils régressent très fortement. Ce seuil est certes particulièrement élevé, mais cela ne retire rien au fait que la structure de l'incitation en fonction du revenu change radicalement de forme. Orientée précédemment en faveur des très très hauts revenus, elle prend désormais la forme d'une courbe en cloche<sup>21</sup> ! La figure 1 indique bien cette forte baisse de l'incitation à la natalité

20. Un exemple simple permet de s'en rendre compte facilement. On prend un barème divisé en deux tranches. De 0 euro à  $Y$  euros, le taux marginal d'imposition est nul, et à partir de  $Y$  euros, le taux passe à 50 %. Soit  $n$  le nombre d'enfants, et  $X$  le revenu en euros. Alors l'impôt dû par un contribuable est  $IRn = (\frac{X}{n} - Y) \times 0,5 \times n$  si  $\frac{X}{n} > Y$ , et 0 sinon. Et le gain procuré par un enfant est mesuré par  $IRn - IRn + 1 = 0,5 \times Y$ , qui ne dépend pas de  $X$ , mais est au contraire un montant absolument fixe.

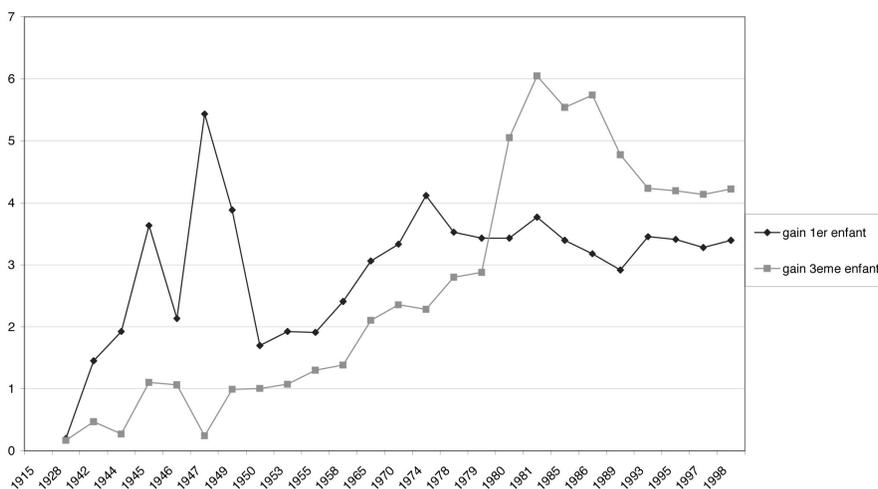
21. Ce changement de la structure des incitations (fonction linéaire du revenu avant 1945 qui devient courbe en cloche après 1945) constitue une expérience naturelle intéressante à étudier, d'autant que nos données fiscales indiquent une forte baisse du nombre moyen d'enfant par foyer des 0,01 % des revenus les plus élevés. Malheureusement, nous ne disposons pas de tous les moyens de contrôle

des « très très hauts revenus » (P99,99-100) <sup>22</sup>.

### 3.3. 1980-1998 : une politique familiale schizophrène

À partir de la fin des années 1970, les querelles un temps mises en sourdine se ravivent, alors que les effets du baby boom s'estompent fortement, réveillant la peur d'un déclin démographique. Cette nouvelle vigueur des questions familiales contribue à remodeler radicalement les dispositions fiscales de la politique familiale en modifiant profondément ses orientations : plafonnement des effets du QF d'un côté et politique du troisième enfant de l'autre redessinent les contours de l'incitation fiscale à la natalité.

Figure 2 : Gain en fonction du rang de naissance (en % du revenu imposable) pour le dernier décile.



efficaces pour tenir compte des effets d'âge et de structures qui polluent fortement cette expérience naturelle. On peut néanmoins trouver quelques pistes d'estimation dans la version complète mentionnée plus haut.

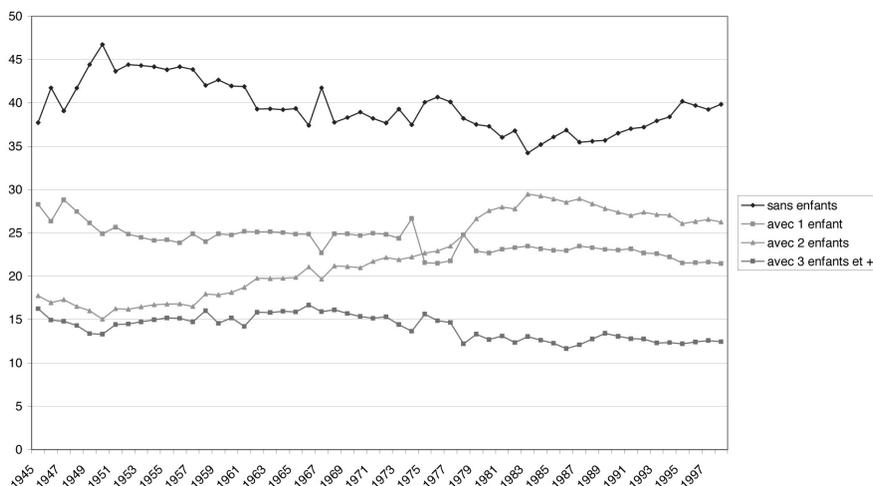
22. Cette forte baisse a de surcroît été renforcée par des mesures annexes comme la fin des mesures de stigmatisation contre les contribuables sans enfants. En outre, la non (ou la faible) revalorisation du barème au cours des années 1950 et 1960, période de forte croissance des revenus est venue encore accroître la propriété structurelle du QF qui veut que les « très très hauts revenus » possèdent une incitation tendant vers 0 % de leur revenu. Ceci nous rappelle que la définition du barème d'imposition est un outil clé de la politique fiscale familiale.

Après plusieurs décennies d'apaisement des querelles autour de la question familiale, c'est le gouvernement Barre qui ouvre à nouveau le débat, en accordant une part entière au cinquième enfant à charge par la loi de janvier 1980, applicable aux revenus de 1979. En décembre 1980, cette part entière est finalement accordée au troisième enfant en lieu et place du cinquième (disposition applicable à partir des revenus de 1980). En 1986, le gouvernement Chirac va même élargir l'application de la part entière à tous les enfants au-delà du troisième. Cette offensive politique en faveur du troisième enfant contribue à modifier radicalement la structure d'incitation fiscale. Alors que jusque là, le premier enfant faisait l'objet de l'incitation la plus forte, désormais c'est le troisième enfant qui bénéficie du gain fiscal le plus élevé, et ce à tous niveaux de revenu au sein du premier décile (graphique 2). Derrière la modification des objectifs, il faut bien sûr voir les bouleversements de la structure démographique. Si la politique du troisième enfant domine désormais celle du premier enfant, c'est que depuis 1945 les familles sans enfant sont devenues beaucoup moins nombreuses, alors que dans le même temps les familles de trois enfants et plus ont vu leur proportion s'effondrer : le modèle de la famille avec deux enfants s'est diffusé tant et si bien qu'il est devenu la norme (cf. graphique 3) ! En tout état de cause, la figure 2 montre bien en quoi la force de ce brusque changement d'orientation politique constitue une expérience naturelle importante : la modification de la structure d'incitation fiscale est brusque, pérenne et exogène.

Mais les opposants au QF n'ont pas non plus déposé les armes ! La gauche avait déjà eu bien du mal à accepter l'adoption du QF, système perçu comme inégalitaire au motif qu'un enfant de riche donne droit à une économie d'impôt plus importante que l'enfant d'un ménage pauvre. Dès 1981, le gouvernement Mauroy met donc en chantier un plafonnement des effets du QF : l'avantage offert pour chaque part supplémentaire de QF ne doit pas dépasser un certain plafond. Néanmoins le plafond est fixé à un niveau particulièrement élevé, si bien que dans les faits, seule une très petite partie des contribuables est affectée par ce plafonnement. La figure 1 montre que seul le premier centile de revenu voit véritablement son gain moyen par enfant baisser significativement (de 5 % à 2 % du revenu imposable). Au sein du premier décile dans son ensemble (ce qui inclut donc le premier centile) le plafonnement des effets du QF ne se fait pas sentir, l'avantage moyen par enfant restant stable à niveau proche de 3,5 % du revenu imposable. Si, donc, le plafonnement n'a eu que des effets mineurs pour ce qui concerne l'assiette fiscale dans son ensemble, il a produit un brusque et manifeste changement des incitations au sein du décile supérieur, constituant une expérience pseudo-naturelle intéressante à exploiter.

En 1998, le gouvernement Jospin a abaissé le seuil de plafonnement, réduisant encore un peu plus l'incitation nataliste en direction du premier décile. Alors qu'avant 1981, le gain moyen procuré par un enfant du premier centile était

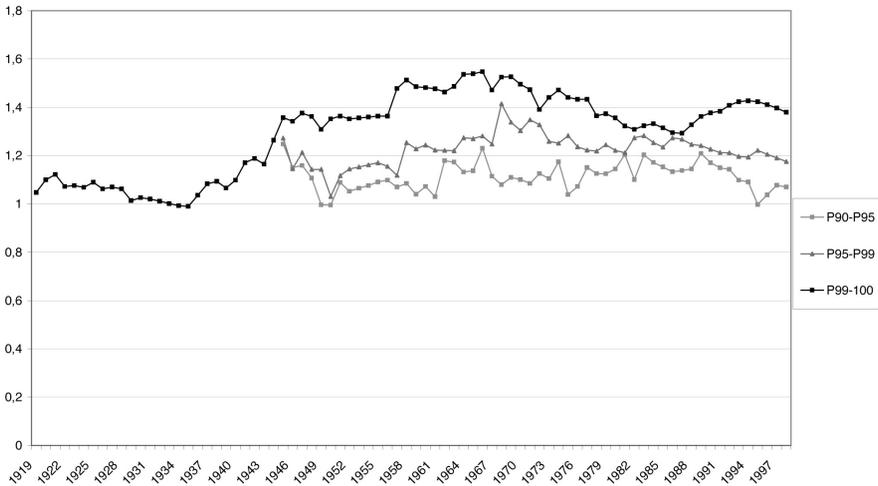
Figure 3 : Évolution de la structure familiale du dernier décile (part en %).



supérieur de 74 % au gain moyen pour un enfant du premier décile, il ne lui est supérieur que de 17 % en 1998. Au niveau des très hauts revenus, le plafonnement agit de telle manière que le gain moyen absolu par enfant est le même pour tous les fractiles du premier centile de revenu.

Quels ont été les effets de ce chassé-croisé des politiques familiales dans les années 1980 ? La reconstruction des situations familiales des hauts revenus, que nous avons effectuée grâce aux données fiscales, nous indique des résultats pour le moins étonnants. Comme le montre la figure 4, le nombre moyen d'enfants du dernier centile de revenu ne s'est pas effondré, alors même que son incitation fiscale à la fécondité était fortement plafonnée. Et, de manière surprenante, la fécondité de ce dernier centile a même été plus vigoureuse que celle du dernier décile (qui lui n'était pas directement affecté par le plafonnement) au cours des années 1980. Doit-on voir là l'effet de la politique de soutien au troisième enfant, avec l'introduction d'une part entière de QF au troisième enfant en 1980 ? La figure 5 semble en effet l'indiquer : la reprise de la fécondité de rang trois est particulièrement marquée au sein du dernier centile de revenu avec le rebond de la part des foyers de trois enfants et plus. Mais alors il nous faut expliquer pourquoi la politique du troisième enfant a eu des effets dissymétriques, c'est-à-dire des impacts différents en fonction du niveau de revenu. Les deux expériences naturelles que nous exploitons dans la section suivante (plafonnement des effets du QF et introduction de la part entière au troisième enfant) non seulement nous

Figure 4 : Nombre moyen d'enfants par foyer au sein du dernier décile.

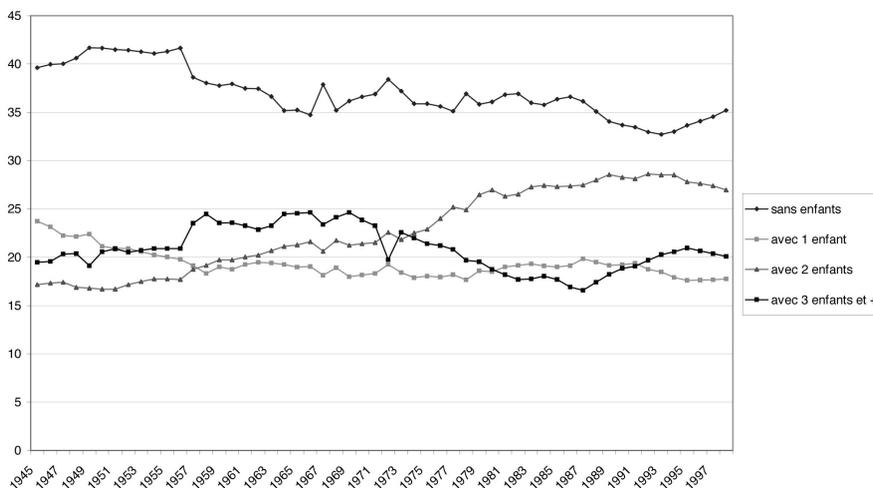


permettent de tenter d'estimer l'impact des incitations financières sur la fécondité, mais nous invitent donc aussi à interroger la cohérence et l'efficacité de la politique familiale poursuivie depuis les années 1980.

## 4. Estimations de l'impact des incitations financières sur la fécondité

La méthode de « différence en différence » dans le cadre d'expérience dite « naturelle », que nous utilisons dans les estimations suivantes, repose sur deux hypothèses identifiantes : la composition du groupe de traitement (soumis aux effets d'une modification exogène de sa structure d'incitation fiscale) et du groupe de contrôle (non concerné par cette modification) reste stable suite au changement de politique ; et les effets fixes temporels jouent de la même façon et dans le même sens dans le groupe de contrôle et dans le groupe de traitement. Étant donné que les caractéristiques observables disponibles dans nos données fiscales excluent l'âge ou encore la répartition du revenu au sein du foyer, ces deux hypothèses peuvent paraître fortes. Néanmoins, la vigueur de la reprise de la fécondité du dernier centile de revenu par rapport à des fractiles de revenu très proches nous permet de penser qu'un simple « effet d'âge » ne saurait expliquer entièrement

Figure 5 : Évolution de la structure familiale du dernier centile (part en %).



une évolution si rapide : la proximité entre les groupes de revenus analysés atténue fortement la portée de l'hypothèse d'une forte variation différentielle des structures par âge<sup>23</sup>.

#### 4.1. Le plafonnement des effets du QF

Pour estimer l'impact des incitations financières sur la natalité, il apparaît rapidement que le plafonnement des effets du QF constitue l'une des expériences naturelles les plus intéressantes que l'on puisse exploiter<sup>24</sup>. En effet, la mesure adoptée par le gouvernement Mauroy en 1981 a profondément bouleversé la structure d'incitation fiscale en fonction du revenu, en réduisant brusquement le gain fiscal moyen procuré par un enfant du centile supérieur. Comme le seuil de plafonnement est demeuré très élevé jusqu'en 1998, le plafonnement n'a pas du tout concerné les fractiles inférieurs du dernier décile de revenu. On dispose donc d'une

23. Il faudrait croiser désormais les données fiscales présentées ici avec les données de l'Enquête Emploi de l'INSEE ou les échantillons de déclarations de revenus conservés par la Direction générale des impôts (DGI) pour pouvoir contrôler efficacement ce possible biais lié à des effets de composition des différents fractiles de hauts revenus et ainsi s'assurer de la validité de nos hypothèses identifiantes.

24. Notons que le plafonnement des effets du quotient familial et son impact différentiel sur les foyers en fonction du niveau de revenu et du nombre d'enfants ont déjà été utilisés comme expérience naturelle dans Piketty (1999), mais dans le seul but d'estimer l'élasticité de l'offre de travail.

brutale modification de l'incitation du dernier centile relativement aux foyers du fractile P90-99, ce fractile constituant donc un groupe de contrôle opératoire, étant de surcroît très proche du dernier centile par tout un ensemble de caractéristiques ayant une influence directe sur les comportements de fécondité (proximité des niveaux de revenu, donc, vraisemblablement, des niveaux d'éducation, de la composition sociale et culturelle, et une homogénéité vis-à-vis d'autres déterminants de la fécondité corrélés fortement au revenu). Nous avons donc choisi de nous intéresser à deux fractiles particuliers, le fractile P99,5-99,9 et le fractile P90-95. Le premier constitue le fractile le plus touché au sein du dernier centile, car son incitation fiscale avait fortement crû au cours des décennies précédentes, plus rapidement que le dernier centile dans son ensemble (du fait de la baisse du gain moyen des très hauts revenus, 0,1 % et 0,01 % des foyers les plus riches mentionnée plus haut). Quant au choix du fractile P90-95, il correspond à la volonté d'utiliser le fractile le moins susceptible d'être touché par les effets du plafonnement au sein du premier décile. La figure 6 récapitule l'évolution des incitations fiscales des deux fractiles en question.

Figure 6 : Gain moyen par enfant (en % du revenu imposable).



On constate bien une inversion brutale des incitations entre les deux fractiles en 1981. Alors que durant les cinq années précédant la mise en place du plafonnement, le gain moyen par enfant des foyers de P99,5-99,9 représentait 4,16 % de leur revenu imposable moyen, il ne représente plus que 2,01 % de leur revenu

imposable durant les cinq années suivantes (tableau 1)<sup>25</sup>. Le principal avantage de cette rupture, du point de vue de la méthode d'estimation, est qu'elle est brusque et surtout durable. Si l'inversion des incitations est pérenne, les individus en ont nécessairement pris conscience, et on ne peut donc pas invoquer le manque d'information des contribuables, d'autant plus que le gouvernement socialiste a fait de cette mesure symbolique l'une des grandes batailles de sa mandature.

Tableau 1 : *Estimation différence en différence du plafonnement des effets du QF pour les P99,5-99,9 par rapport aux P90-95.*

	Gain moyen par enfant en % du revenu imposable		différence première	différence double
	1976-1980	1981-1986	(2)-(1)	(3)
P90-95	3,51	3,96	0,452	-2,60
P99,5-P99,9	4,16	2,01	-2,150	
	Nombre moyen d'enfant		différence première	différence double
	(1) 1976-1980	(2) 1981-1986	(2)-(1)	(4)
P90-95	1,12	1,16	0,038	0,02
P99,5-P99,9	1,36	1,38	0,022	
Estimateur de Wald de l'impact fiscal sur la fécondité = $\frac{(4)}{(3)} = 0,006$				

Le fait que le choc soit brutal et durable simplifie surtout le timing de l'impact : comme les effets sont relativement lents à se diffuser, si la modification des incitations n'est pas stable dans le temps, il devient difficile de démêler l'impact effectif d'une mesure. Rappelons que si le plafonnement a eu lieu en 1981, les foyers ont commencé à réviser leurs comportements de fécondité à partir de 1982, ce qui ne peut s'observer dans les statistiques des naissances qu'à partir de 1983. C'est pourquoi nous avons choisi dans nos estimations de tenir compte de l'importance de ces délais de diffusion en considérant le comportement moyen des cinq années précédant la mesure, et des six années suivantes (soit 1981-1986). Considérer des comportements moyens permet également de lisser la courbe de la fécondité, très volatile, très sensible à de courtes variations conjoncturelles. En prenant le parti d'utiliser les comportements moyens entre 1981 et 1986, nous nous interdisons ainsi de déceler un impact qui ne soit qu'un hasard de la conjoncture.

25. Pour calculer les différences premières, nous avons procédé de la manière suivante : nous avons comparé deux à deux toutes les années après réforme à toutes les années avant réforme. Le chiffre mentionné dans les tableaux correspond à la moyenne de toutes ces différences premières. L'estimateur de Wald est également calculé comme la moyenne des estimations comparant les années avant rupture et après rupture deux à deux. Nous aurions tout aussi bien pu présenter l'ensemble des résultats en log, de manière à ce que notre estimateur nous donne une indication de l'impact en %. Mais nous avons considéré qu'une telle présentation nuisait à la lecture des évolutions moyennes des gains et du nombre moyen d'enfants, avant et après rupture.

Ces comportements moyens sont néanmoins très riches d'enseignements. En effet, nous constatons qu'avant le plafonnement des effets du QF, le nombre d'enfants par foyer des P90-95 était en moyenne de 1,12 et qu'il a légèrement augmenté ensuite, pour atteindre 1,16 : l'augmentation est certes très modeste mais non négligeable dans un contexte de baisse générale de la natalité française. De son côté, le nombre moyen d'enfants du fractile P99,5-99,9 a lui aussi très légèrement progressé, de 1,36 à 1,38 alors que l'incitation fiscale à avoir des enfants a fortement diminué pour ce fractile ! Comme il a pu exister un trend de croissance de la fécondité chez les hauts revenus, le fait de savoir que la fécondité des P99,5-99,9 n'a pas diminué alors que leur incitation chutait ne suffit pas à conclure à l'inefficacité des incitations financières. Ce qu'il convient d'observer, ce sont les différences relativement au groupe de contrôle. C'est pourquoi nous construisons les différences premières, afin de neutraliser les éventuels effets fixes. Il apparaît alors que si la fécondité des P99,5-99,9 n'a pas diminué, elle a tout de même augmenté légèrement moins vite que la fécondité des P90-95 : c'est pourquoi notre estimateur est positif. Néanmoins, ce différentiel de croissance est si infime au regard de l'ampleur de la chute des incitations que l'estimateur de Wald de 0,006 est extraordinairement faible, et faiblement significatif. Il semble donc que le plafonnement des effets du QF n'ait pas eu un réel impact sur la vitalité de la fécondité des hauts revenus : elle dépend donc de déterminants globalement différents de l'incitation financière.

De plus, comme le montre la figure 4, le nombre moyen d'enfants du premier centile est reparti à la hausse à la fin des années 80, constituant ainsi un phénomène en total porte-à-faux avec la baisse de leur gain fiscal moyen par enfant. Si l'on mène des estimations en prenant en compte des délais plus grands, de l'ordre de 10 ans, on obtient ainsi une élasticité négative (mais également très faible) de la fécondité du premier centile aux incitations financières. En tout état de cause, il semble que le plafonnement des effets du QF n'a donc pas eu d'impact significativement fort sur la fécondité des très hauts revenus. Cependant, la reprise de la fécondité du dernier centile de revenus dans la deuxième partie des années 80 est un phénomène mixte : si le gain moyen par enfant du dernier centile a diminué, son avantage au troisième enfant a augmenté avec l'introduction de la demi-part supplémentaire au troisième enfant. Pour démêler l'élasticité réelle de la fécondité aux incitations financières, il faut donc tenir compte de ces effets de rang de naissance, ce que nous proposons dans la section suivante.

## 4.2. Exploiter l'introduction de la demi-part supplémentaire au troisième enfant

À partir de 1980, un couple marié de trois enfants se voit attribuer quatre parts de QF au lieu de 3,5 auparavant. Cette mesure, comme nous l'avons vu précédemment, a notoirement modifié la structure d'incitation fiscale à la fécondité en fonction du rang de naissance : alors que jusque-là, le premier enfant était l'objet de l'incitation la plus forte, celle-ci s'est déplacée désormais au troisième enfant ! Cette mesure, destinée ouvertement à soutenir la fécondité des familles nombreuses, s'inscrit dans le cadre plus large de la mutation de la politique familiale française, devenue clairement une « politique du troisième enfant ». Elle présente donc les caractéristiques d'une bonne expérience naturelle. Brusque et pérenne, elle se veut différentielle, en avantageant brutalement nettement plus les familles de trois enfants relativement (ou comparativement) aux familles de deux enfants. De plus, l'information des contribuables sur cette disposition légale est bonne car elle a fait l'objet de vifs débats à l'assemblée et son fonctionnement est relativement simple.

Pour tester l'impact de cette mesure, nous avons choisi de nous focaliser sur le fractile P90-95 : en effet, en raison de la concomitance entre le plafonnement du QF et l'instauration de la demi-part, l'incitation des fractiles supérieurs de revenu a connu une évolution contrastée, avec d'un côté une baisse de l'incitation globale et de l'autre l'augmentation du gain relatif au troisième enfant. Ce chevauchement aux effets contradictoires peut clairement gêner l'estimation. Au contraire, le fractile P90-95 n'a absolument pas été touché par le plafonnement des effets du QF. Si bien que son incitation a subi un choc clair et unique. La loi de 1980 vient soudainement porter le gain pour le troisième enfant à près de 3,8 % du revenu imposable contre moins de 2 % auparavant (tableau 2). De plus, l'incitation a beaucoup augmenté après 1986 pour des raisons complexes liées à la forme du barème. Le choc est donc double ! Un premier choc, en 1981, annoncé et connu de tous, un second, plus progressif et moins lisible, à partir de 1986. Pour ce qui est du gain au deuxième enfant, il est demeuré relativement stable au cours des années 1980, proche de 2,7 % du revenu imposable, avant de décliner doucement dans les années 1990.

Comment ont répondu les foyers à cette modification en deux étapes de leur incitation à faire un troisième enfant ? Il ne semble pas exister de rupture véritable : les foyers de deux enfants, qui représentaient en moyenne 24,52 % dans les années 1975 à 1979, continuent leur progression, rassemblant 28,9 % des foyers de P90-95 en moyenne entre 1980 et 1986. La proportion de familles nombreuses diminue toujours lentement, de 10,89 % à 10,18 %, mais de manière beaucoup plus erratique. Les familles nombreuses n'ont donc pas rattrapé leur retard par rapport aux familles de deux enfants, alors que la structure des gains fiscaux les y

incitaient très fortement. En moyenne, la comparaison des périodes 1975-1979 et 1980-1986 permet de constater une chute de la proportion des foyers de 3 enfants de -5 points par rapport aux foyers de deux enfants tandis que leur incitation fiscale relative progressait de 1,8 points, comme en témoigne le tableau 2. Dès lors, si l'on s'attelle à l'estimation en double différence à laquelle nous avons procédé précédemment, nous obtenons une élasticité négative de la fécondité aux incitations financières.

Tableau 2 : *Estimation différence en différence de la modification de la structure d'incitation en fonction du rang de naissance pour les P90-95.*

Gain moyen par enfant en % du revenu imposable			Différence première = (2)-(1)	(3) différence double
	(1) 1975-1979	(2) 1980-1986		
deuxième enfant	2,64	2,76	0,13	
troisième enfant	1,84	3,80	1,96	1,83
Part relative des foyers à 2 et 3 enfants			Différence première = (2)-(1)	(4) différence double
	(1) 1975-1979	(2) 1980-1986		
foyers avec 2 enfants	0,69	0,74	0,05	
foyers avec 3 enfants	0,31	0,26	-0,05	-0,10
Estimateur de Wald = $\frac{(4)}{(3)}$ -0,055 (1) : moyenne des années 1975 à 1979 (2) : moyenne des années 1980 à 1986				

Nous avons retenu, pour cette estimation, et comme précédemment, une moyenne des comportements des cinq années précédant la réforme, et des six années suivantes, afin de contrôler la volatilité et de prendre en compte les délais d'ajustement de la fécondité aux variations des incitations. Pourtant, même avec ces précautions, cette forte élasticité négative nous laisse un peu songeur. N'observe-t-on pas, sur la figure 3 une baisse de la proportion des familles de deux enfants à partir du milieu des années 1980, baisse qui vient interrompre un trend pluri-décennal qui semblait si puissant ? N'assiste-t-on pas également à un certain ralentissement de la chute du nombre des familles nombreuses, voire à un regain brutal entre 1986 et 1990 ? Conclure si rapidement à l'inefficacité totale des incitations financières relève donc de la gageure. Car, ne l'oublions pas, l'obtention de la demi-part supplémentaire en 1980 n'a pas été le seul geste politique en faveur des familles nombreuses. En 1986, la demi-part supplémentaire a été étendue à tous les enfants au-delà du troisième, ce qui augmente indirectement l'incitation à avoir un troisième enfant. Plus généralement, il semble donc que notre appréciation des délais ait été pour ce cas précis inadéquate.

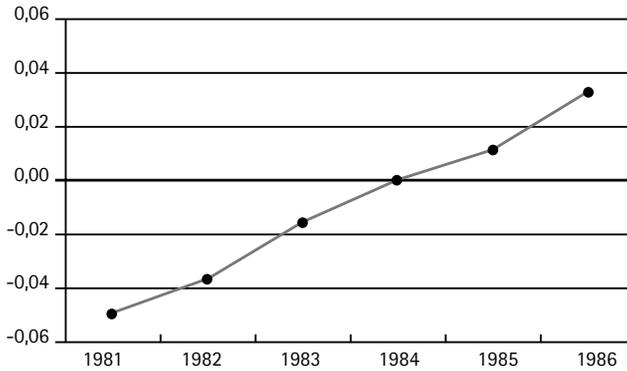
Nous avons donc cherché à observer la variation de notre estimateur lorsque l'on augmentait les délais hypothétiques de diffusion de la politique d'incitation fiscale. Tout en conservant la rupture des incitations en 1980, nous avons fait glisser l'année pivot de comparaison des proportions respectives de foyers à deux et trois enfants. Ainsi, nous avons calculé les différences premières avec pour pivot 1981 (les cinq années avant 1981 contre les cinq années suivantes), 1982, et ainsi de suite jusqu'à 1986. Nous avons obtenu six estimateurs différents de la rupture de 1980, selon que l'on considère des délais courts (proches de 3 ans) ou plutôt plus longs (de l'ordre de 10 ans). Résultat remarquable : l'estimateur change progressivement de signe, pour devenir finalement significativement positif. Il semble donc que la conversion de la politique fiscale vers un soutien patentié aux familles nombreuses a finalement porté ses fruits, mais avec des délais très longs, proches de 5 à 10 ans.

Tableau 3 : *Évolution de l'estimateur en fonction du choix de l'année pivot*

1981	1982	1983	1984	1985	1986
-0,05	-0,04	-0,02	0,00	0,01	0,03

Il faut cependant nuancer un peu ce tableau : si l'estimateur est si fort en 1986, ce n'est pas uniquement en raison de la rupture de 1980, mais aussi parce que les gouvernements successifs ont consolidé tout au long des années 1980 l'édifice d'une politique familiale destinée préférentiellement aux familles nombreuses. Si l'estimateur bascule ainsi au cours du temps, ce n'est pas uniquement parce que les délais d'ajustement sont longs, mais parce que la politique est sou-

Figure 7 : Évolution de l'estimateur de Wald



tenue et déploie des efforts dans le long terme. Ce qui nous amène à conclure que la valeur véritable de l'estimateur est certes sans doute positive, mais très faible.

À partir de ces résultats, nous avons voulu estimer l'impact de la politique du troisième enfant sur la fécondité du dernier centile de revenu, pour savoir si cet effet était susceptible de rendre compte de la reprise de la natalité des très hauts revenus alors que leurs incitations moyennes étaient plafonnées. Car, ainsi que nous l'avons remarqué plus haut, le nombre de foyers du dernier centile de revenu avec trois enfants et plus a rebondi à partir du milieu des années 1980, ce qui paraît en nette concordance avec le revirement des orientations familiales de l'IR en direction des familles nombreuses. Pour tester proprement cet effet, nous avons choisi d'opérer cette fois-ci non pas en double différence mais en triple différence. En d'autres termes, nous avons comparé la part des familles nombreuses du fractile P99-100 après l'adoption de cette mesure à cette même part avant la mesure, puis cette différence première à la même différence première calculée pour les familles de deux enfants. Nous obtenons ainsi une différence double que nous comparons à la même différence double calculée pour un autre fractile de revenu, à savoir les P90-95, ce qui nous procure la différence triple, elle-même rapportée à la différence triple concernant l'évolution relative des gains par enfant et par fractile. En définitive, cette technique d'estimation possède le grand avantage de mieux contrôler les effets fixes car, désormais, nous pouvons contrôler à la fois les effets fixes temporels (variations conjoncturelles, tendances historiques, etc.), les effets fixes propres à la structure familiale (tendance lourde à la normalisation autour de la famille à deux enfants), et les effets fixes propres aux fractiles ! Son seul inconvénient est d'impliquer deux groupes de revenus également affectés par la mesure de politique familiale : notre groupe de contrôle (les foyers de deux enfants du fractile P90-95) n'est donc pas par-

faitement pur. Pour ce qui concerne les délais de diffusion, nous avons retenu les enseignements de l'estimation précédente, et choisi des périodes longues : les comportements moyens des cinq années avant la rupture de 1980, et des treize années suivantes. Les résultats de cette procédure sont reportés dans le tableau 3.

Le résultat est éloquent : la modification de la structure des incitations fiscales en direction des familles de trois enfants a eu un impact positif, en augmentant la proportion relative de ces foyers. Mais si cet effet est bel et bien significativement positif, il demeure extrêmement faible : si l'on exprime l'estimateur en prenant des variations en log, pour obtenir une idée de l'impact en pourcentage, nous constatons qu'une hausse de 1 % de l'incitation relative en faveur des foyers de trois enfants produit une hausse relative de leur proportion de moins de 0,05 %. La politique du troisième enfant a donc eu un impact positif mais restreint, que l'on peut observer essentiellement au niveau du premier centile de revenu pour lequel l'incitation moyenne à la fécondité baissait dans le même temps en raison du plafonnement des effets du QF.

Tableau 4 : *Estimation en triple différence pour le dernier centile de la modification de la structure d'incitation en fonction du rang de naissance.*

	Gain moyen par enfant en % du revenu imposable		Différence première = (2)-(1)	Différence double	(3) Différence triple
	(1) 1974-1979	(2) 1980-1993			
<b>P99-100</b>	(1) 1974-1979	(2) 1980-1993			
deuxième enfant	3,19	2,32	-0,87	2,53	
troisième enfant	2,42	4,08	1,66		
<b>P90-95</b>					
deuxième enfant	2,64	1,97	-0,67	1,76	0,77
troisième enfant	2,66	3,75	1,09		
	Part relative des foyers à 2 et 3 enfants		Différence première = (2)-(1)	Différence double	(4) Différence triple
	(1) 1974-1979	(2) 1980-1993			
<b>P99-100</b>	(1) 1974-1979	(2) 1980-1993			
Foyers avec 2 enfants	0,56	0,60	0,04	-0,08	
Foyers avec 3 enfants et plus	0,44	0,40	-0,04		
<b>P90-95</b>					
Foyers avec 2 enfants	0,68	0,72	0,05	-0,09	0,01
Foyers avec 3 enfants et plus	0,31	0,27	-0,04		
Estimateur de Wald = $\frac{(4)}{(3)}$ 0,008					
(1) : moyenne des années 1974 à 1979, (2) : moyenne des années 1980 à 1993					

## 5. Conclusion(s)

L'élasticité de la fécondité aux politiques d'incitations financières semble être positive mais extrêmement ténue. Les incitations fiscales n'ont jamais qu'un impact extrêmement réduit sur les comportements de fécondité. Néanmoins, aussi faible soit-il, cet impact existe tout en étant extrêmement lent à se diffuser, sur une période de l'ordre de 5 à 10 ans. De plus, l'effet des incitations financières apparaît légèrement dissymétrique : en fonction du rang de naissance d'abord, du niveau de revenu ensuite.

La politique duale des années 1980, visant d'un côté à plafonner les effets du QF et de l'autre à encourager vigoureusement les familles nombreuses, semble n'avoir pas entamé la fécondité des très hauts revenus. Au contraire, la natalité au sein du dernier centile de revenu a connu un rebond au milieu des années 80, sans doute soutenu par la politique de « troisième enfant », qui a eu au niveau du dernier centile un certain impact, alors même que pour le dernier décile dans son ensemble, cet impact était infime. On peut penser que pour les familles très fortunées, faire un troisième enfant était un moyen de se protéger de la politique de plafonnement. En dernier recours, cet étrange « policy mix » a permis à l'État d'économiser des sommes conséquentes (de l'ordre de 4,5 milliards de francs courants pour la seule année 1982 au niveau du dernier centile, d'après nos propres estimations !), sans détériorer pour autant la fécondité des hauts revenus.

---

## Références

- Becker, G. 1991. *A Treatise on the Family*, Harvard, Harvard University Press.
- Becker, G., et Tomes, N. 1976. "Child Endowments and the Quantity and Quality of Children", *Journal of Political Economy*, vol. 84, n° 4, pp. 143-162.
- Blanchet D., Eckert-Jaffe O. 1994. "The demographic impact of Family Benefits: Evidence from a Micromodel and from Macrodata" in *The Family, the Market and State in Ageing Societies*, London, Clarendon Press.
- Butz W., Ward M. 1979. "The Emergence of Countercyclical US Fertility", *American Economic Review*, vol. 69, n° 3, pp. 318-328.
- Daguet F. 2002. « Un siècle de fécondité française : caractéristiques et évolution de la fécondité de 1901 à 1999 », *INSEE Résultats Démographie-Société*, n° 8, octobre 2002.
- Duclos E., Lefebvre P., Merrigan P. 2002. "A Natural Experiment on the Economics of Storks : Evidence on the Impact of Differential Family Policy on Fertility Rates in Canada", mimeo Montréal.
- Gauthier A., Hatzius J. 1997. "Family Benefits and Fertility : An Econometric Model", *Population Studies*, vol. 51, n° 3, pp. 295-306.
- Heckman J., Walker J. 1990. "The relationship between Wages and Income and the Timing and Spacing of Births: Evidence from Swedish Longitudinal Data", *Econometrica*, vol. 58, n° 6, pp. 1411-1441.
- Hotz J., Miller R. 1988. "An Empirical Model of Lifecycle Fertility and Female Labor Supply", *Econometrica*, vol. 56, n° 1, pp. 91-118.
- Hotz J., Klerman R., Willis R. 1997. "The Economics of Fertility in Developed Countries", in *Handbook of Population Economics*, M. Rozensweig et O. Stark eds., North Holland.
- 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 : résultats d'un modèle de choix discrets », *Population*, vol.2.
- Milligan K. 2002. "Subsidizing the Stork: New Evidence on Tax Incentives and Fertility", NBER Working Paper 8845.
- Piketty T. 2001. *Les hauts revenus en France au XX<sup>e</sup> siècle, inégalités et redistributions, 1901-1998*, Paris, Grasset.

Piketty T. 1999. « Les hauts revenus face aux modifications des taux marginaux supérieurs de l'impôt sur le revenu en France, 1970-1996 », *Économie et prévision*, vol. 138-139.

Rosenzweig T., Schultz P. 1985. "The Demand for and Supply of Births: Fertility and its Lifecycle Consequences", *American Economic Review*, vol. 75, n° 5, pp. 992-1015.

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