

Accès à l'emploi et fécondité en FRANCE. Que peut-on apprendre des enquêtes emploi de l'INSÉE ?¹

par

Catherine BAC², François LEGENDRE³, Ronan MAHIEU⁴ et Florence THIBAUT⁵

Version préliminaire

Résumé

Nous mobilisons les enquêtes Emploi de l'INSÉE de 1975 à 2002 pour documenter le lien entre fécondité et conditions d'accès à l'emploi des (jeunes) femmes. Le corps de données ainsi constitué comporte plus d'un million d'observations relatives à des femmes en période féconde pour des générations qui s'étendent de 1930 à 1985. Il permet, d'une part, de bien retracer les aspects saillants de la fécondité depuis 1975 et, notamment, le fort recul de l'âge moyen à la maternité et, d'autre part, de rendre compte de la dégradation des conditions d'emploi offertes aux sortantes du système éducatif dans un contexte d'allongement sensible de la durée de la formation initiale. Nous rapportons, dans une seconde partie, les résultats d'une modélisation de type logit pour expliquer la fécondité. Si nous sommes en mesure de proposer une description qui attribue principalement à l'élévation de l'âge moyen de fin d'études le recul de l'âge au premier accouchement, nous ne parvenons pas à imputer au développement du chômage des femmes en période féconde un rôle dans l'explication de la natalité. Pour autant, la modélisation révèle la présence d'effets de date relativement massifs qui laisseraient une place pour une explication proprement macro-économique de la fécondité.

Mots clés : fécondité, conditions d'emploi, âge à la maternité, modélisation logit, France.

Introduction

Depuis 1975, l'âge moyen à la maternité s'est sensiblement élevé en France. Selon les chiffres de l'état-civil, il serait passé de 26,7 ans en 1975 à 29,4 ans en 2000, soit un recul en moyenne de 1,3 mois par an. Le nombre de naissances, du fait de cette dérive de l'âge moyen, serait donc moindre de l'ordre de 85 000 unités par an⁶. Ce recul de l'âge à la maternité est relié habituellement au mouvement d'allongement des études des femmes et à la volonté de ces dernières de s'assurer une insertion professionnelle suffisante avant d'avoir des enfants.

Dans cette communication, nous voulons ainsi documenter le lien éventuel entre la fécondité et les conditions d'emploi des (jeunes) femmes. LEGENDRE *et al.* (2004, [8]) rend compte du préalable que nous nous

¹L'INSÉE a bien voulu mettre nous transmettre les enquêtes *Emploi* les plus anciennes dont nous ne disposons pas. Christine COUDERC et Dominique GOUX nous ont reçus pour nous faire part de leur connaissance de ces enquêtes. La Caisse nationale des Allocations familiales, le CNRS et les Universités PARIS-XII et PARIS-XIII ne sont pas engagés par les jugements et opinions qui sont exprimés dans cette étude. Les remarques des deux rapporteurs anonymes nous ont permis d'améliorer sensiblement ce travail.

²Caisse nationale des Allocations familiales, adresse électronique : Catherine.Bac@cnafr.fr.

³ERUDITE (Univ. PARIS-XII) et Caisse nationale des Allocations familiales, adresse électronique : F.Legendre@univ-paris12.fr.

⁴Caisse nationale des Allocations familiales, adresse électronique : Ronan.Mahieu@cnafr.fr.

⁵Caisse nationale des Allocations familiales et CEPN (Univ. PARIS-XIII et CNRS), adresse électronique : Florence.Thibault@cnafr.fr.

⁶Le calcul est le suivant. On suppose que le nombre de naissances annuel est de l'ordre de 800 000 et que le recul de l'âge moyen de 1,3 mois par an conduit à un déficit de 1,3/12 de naissances ; on obtient $85\,000 \approx 800\,000 \times 1,3/12$.

sommes fixés dans cette entreprise : la « mise en panel » des enquêtes *Emploi* de l'INSÉE de 1975 à 2002 afin de disposer d'une information suffisante sur la dynamique d'insertion professionnelle des femmes après leur formation initiale et donc, *a priori*, dans la phase de leur cycle de vie où elles vont se mettre en couple et avoir des enfants.

On sait que, depuis 1975, les conditions de l'entrée sur le marché du travail des sortants du système éducatif ont été bouleversées. La durée de la formation initiale s'est considérablement allongée, dans un contexte marqué par un chômage très élevé qui affecte en premier lieu la main d'œuvre jeune ou vieillissante. Pour les individus les moins qualifiés, on a pu parler de « galère » pour caractériser les premières étapes de l'insertion professionnelle. Parallèlement, les évolutions de la fécondité en France ont été singulières. Le nombre de naissances s'est réduit brutalement de près de 100 000 unités au milieu des années 70 ; mais ce mouvement résulte avant tout du recul très sensible de l'âge à la maternité et il semble bien, finalement, que le « désir d'enfants » se soit maintenu en France à un niveau relativement élevé, par rapport notamment aux pays européens comparables.

Les évolutions agrégées de la fécondité en France depuis 1975 restent difficiles à expliquer. Si l'on s'en tient aux deux indicateurs habituellement utilisés obtenus à partir des chiffres de l'état-civil (d'une part le nombre de naissances et, d'autre part, l'indicateur conjoncturel de fécondité — l'ICF), sur la figure 1, on observe en premier lieu une contraction brutale du nombre de naissances annuelles au milieu des années soixante-dix qui a pu nourrir un discours sur le « déclin français » ; en second lieu, une évolution plus régulière de l'ICF qui baisse dès le milieu des années soixante et qui se redresse légèrement à la fin des années quatre-vingt dix. En comparaison avec les principaux pays européens (l'ICF est égal, en 2003, à 1,3 en Allemagne, à 1,2 en Espagne et en Italie, à 1,6 au Royaume-Uni et en Suède, contre 1,9 en France), on a pu parler d'une « exception française » et conjecturer le fait que le nombre de naissances pourrait se maintenir à un niveau relativement élevé en France au cours des prochaines années.

Le nombre de naissances est cependant sensible à un « effet de base » : il ne prend pas en compte le nombre de femmes *a priori* fécondes. L'ICF corrige cet inconvénient, en sommant, pour chaque âge fécond, le rapport du nombre de naissances au nombre de femmes concernées. Pour autant, ces deux indicateurs ne livrent pas une information fiable en cas de recul de l'âge à la maternité. Ce recul se traduit, certes, par une certaine forme de vieillissement de la population mais il n'implique pas nécessairement une baisse de la descendance finale. Cette dernière, en France, est égale à 2,11 pour la génération née en 1951 (celle pour laquelle toute la période féconde est observée dans les conventions des calculs de l'état-civil) et à 2,14 pour la génération née en 1956 — alors même que ce calcul ne s'applique pas à toute la période féconde⁷.

La fécondité est habituellement décrite en fonction de l'âge de la mère en assignant un rôle à l'âge de fin des études dans la dimension transversale : les femmes qui font des études longues ont un enfant plus tard que celles qui ont poursuivi des études courtes. Pour les générations nées après le milieu des années soixante, le mouvement d'allongement des études s'est accéléré. On attribue maintenant à la durée des études un rôle dans la dimension longitudinale en reliant le recul de l'âge à la maternité et le très net mouvement d'allongement des études qui semble cependant, depuis la fin des années quatre-vingt dix, marquer le pas.

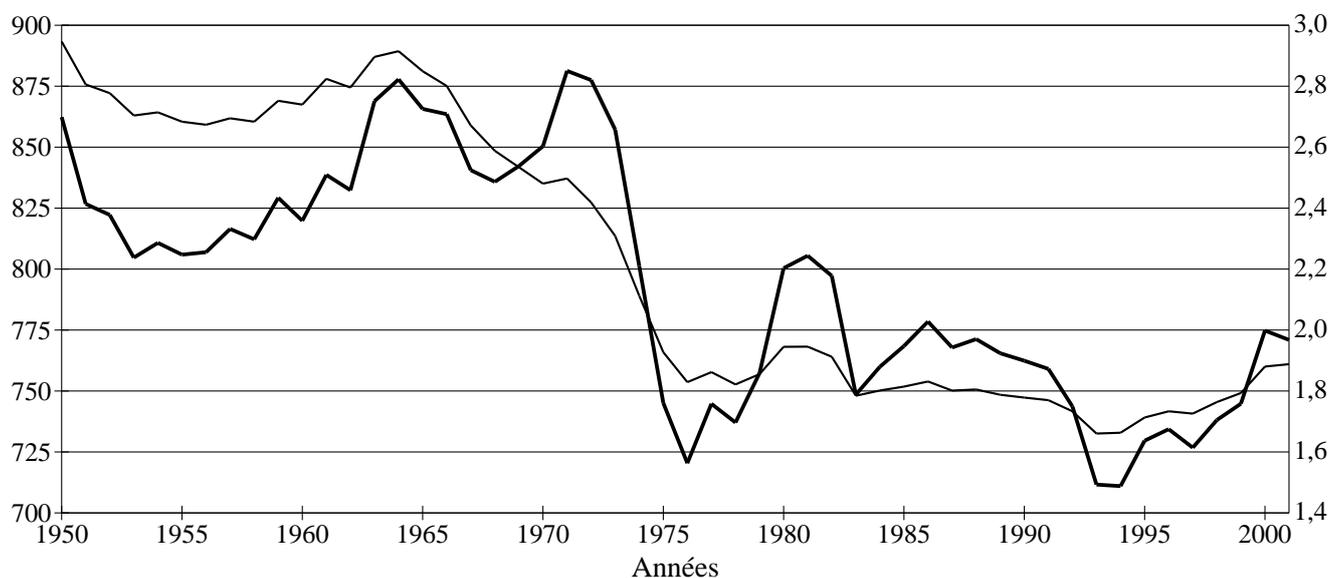
Le lien que l'on voudrait établir entre les évolutions, d'une part, de la fécondité et, d'autre part, des nouvelles conditions d'emploi des mères putatives n'a été, nous semble-t-il, que modérément étudié. COMMAILLE, dans le rapport *Famille et chômage* (Haut Conseil de la Population et de la Famille, 1999, [6]), s'il pointe les conséquences du chômage sur les difficultés de vivre en couple, relève qu'il « [...] serait souhaitable que le traitement statistique d'une éventuelle relation de causalité [entre le chômage et 'le renoncement à l'enfant'] soit effectué de façon systématique »⁸. Dans ce même rapport, NEZOSI, au terme d'une synthèse très complète des travaux sur la relation chômage/famille, livre une conclusion nuancée : le lien de causalité entre chômage et conjugalité ne lui semble pas établi de manière probante et la fécondité des familles touchées par le chômage ne serait ni excédentaire ni déficitaire. L'étude de MERON et WIDMER (2002, [9]), conduite dans la tradition des études biographiques de démographie, montre toutefois que les femmes au chômage retarderaient l'arrivée du premier enfant. De même, les travaux de ROBERT-BOBÉE et MAZUY ([13] et [14]) documentent utilement les évolutions récentes de la fécondité en France, en lien avec l'allongement des études. De son côté, l'analyse économique standard de la fécondité va chercher – comme il se doit – à mettre en évidence l'impact des incita-

⁷Ces chiffres sont issus de BEAUMEL *et al.*, 2003, [1].

⁸Dans le chapitre intitulé *Synthèse et recommandations*.

FIG. 1 – La fécondité en France métropolitaine depuis 1950

- Trait gras : nombre de naissances par an (en milliers, échelle de gauche) ;
- Trait maigre : indicateur conjoncturel de fécondité (en nombre d'enfants par femme, échelle de droite).



Source : INSEE, état-civil.

tions financières sur la fécondité ; par exemple, en voulant établir une relation entre la « générosité » des aides aux familles et la natalité (LAROQUE et SALANIÉ, 2003, [7] constitue une référence récente dans cette veine).

Au total, l'étude est motivée par les trois points suivants. Tout d'abord, en reliant la dynamique de la fécondité en France depuis 1975 aux transformations du marché du travail (dans la transition formation initiale / emploi, dans les conditions d'utilisation de la main d'œuvre peu expérimentée, dans le développement des fluctuations conjoncturelles du niveau d'emploi, etc.), il nous semble possible d'apporter de la connaissance sur un point qui reste peu exploré. Ensuite, nous voulons mobiliser *in fine* l'analyse économique pour étudier notamment l'impact nataliste des politiques familiales ; il nous faut donc en préalable proposer une explication de la fécondité qui donne une place suffisante à ses déterminants traditionnels. Enfin, nous avons pour ambition de développer une version dynamique du modèle de micro-simulation MYRIADE ; cette étude est ainsi le point de départ d'une modélisation destinée à être intégrée dans ce modèle.

La communication est organisée en deux parties. Nous présentons en premier lieu les évolutions depuis 1975 relatives à la fécondité et à l'accès à l'emploi des sortantes du système éducatif. En second lieu, nous rendons compte de notre modélisation *logit* de la fécondité.

1 Les évolutions agrégées depuis 1975

Dans cette première partie, nous examinons les évolutions agrégées, en général depuis 1975, de la fécondité, de l'âge à la première maternité, de l'âge de fin d'études, des taux d'activité féminins et des conditions d'insertion des jeunes femmes sur le marché du travail.

1.1 La fécondité

Les chiffres de l'état-civil permettent d'apprécier les évolutions agrégées de la fécondité au moins depuis le début du vingtième siècle (voir BEAUMEL *et al.*, 2003, [1]) sur le champ « France métropolitaine ». Sur la figure 1, nous avons porté, depuis 1950, d'une part le nombre de naissances par an et, d'autre part, l'ICF. Le nombre de naissances en France métropolitaine, qui fluctuait aux alentours de 850 000 au cours du troisième

quart du vingtième siècle⁹, s'est fortement contracté au milieu des années 1970. Depuis, ce chiffre présente une assez grande volatilité, entre 700 000 et 800 000 naissances par an. On observe, en fin de période, un regain de la fécondité qui a reçu des explications multiples. L'on a pu arguer de l'arrivée en période féconde de générations de femmes dont le « désir d'enfants » serait intrinsèquement plus fort que leurs aînées. Un effet de rattrapage pourrait aussi être invoqué, après le déficit de naissances du début des années 1990 qui devrait être relié au contexte économique très dégradé à cette époque. Le recul de l'âge à l'accouchement pourrait avoir atteint son terme. Enfin, certains (par exemple, LAROQUE et SALANIÉ, 2003, [7]) avancent aussi une raison financière : l'Allocation Parentale d'Education, accessible depuis 1995 aux familles dès le deuxième enfant, pourrait constituer une incitation à l'agrandissement des familles. Mais le succès de cette aide peut être aussi relié au contexte économique dégradé de l'époque et/ou à une offre de modes de garde pour les très jeunes enfants insuffisamment développée.

Cela étant, aucune étude n'attribue un effet massif aux incitations financières dans la décision d'avoir un enfant. PIKETTY (2003, [11]) conclut ainsi à un impact très faible de l'extension de l'Ape au rang deux sur la fécondité. De fait, les évolutions de la fécondité depuis une trentaine d'années restent difficiles à expliquer. Aussi la dernière projection de population de l'INSEE et de l'INED s'en tient-elle à des hypothèses relativement conservatrices en retenant pour son scénario central un ICF de 1,8 enfants par femme. En revanche, TOULEMON (2003, [15]), au terme d'une étude très complète, plaide plutôt, en prospective, pour un maintien à un niveau relativement élevé du nombre de naissances par an et, en conséquence, pour une légère hausse de l'ICF.

Dans cette étude, nous nous bornerons donc à une analyse de l'impact des seuls déterminants traditionnels (les « pures » caractéristiques démographiques et l'âge de fin d'études) de la fécondité en cherchant surtout à déterminer comment l'importance respective de ces déterminants a pu varier au fil des générations. Dans une étude ultérieure nous enrichissons ces déterminants avec des variables caractérisant aussi finement que possible la situation des femmes vis-à-vis de l'emploi ou les conditions précises d'emploi (contrat de travail à durée indéterminée ou non, rémunération horaire, temps partiel choisi ou contraint...) pour lesquelles l'enquête emploi est une source incomparable. Cela étant, l'enquête a évolué au gré des mutations du marché du travail (cf. par exemple l'essor des contrats de travail à durée déterminée) et beaucoup de ces variables ne sont disponibles que dans les enquêtes postérieures à 1990. Nous cherchons donc dans un premier temps à caractériser l'influence sur la fécondité de déterminants plus traditionnels que l'on peut observer dans la totalité des enquêtes 1975 à 2002. C'est de cette recherche préliminaire que cet article rend compte.

1.2 L'âge à la première maternité

La source que constitue l'état-civil ne permet pas de bien repérer l'âge moyen à la première naissance : en effet, en cas de remariage ou de renouvellement d'union de fait, le rang de naissance est en général « remis à zéro ». Par contre, en utilisant le corps de données que nous avons constitué à partir des enquêtes *Emploi*, nous pouvons porter une appréciation sur le recul de cet âge moyen.

Nous avons dû fournir, pour utiliser les enquêtes *Emploi* de l'INSEE de 1975 à 2002, un travail de relativement grande ampleur. La méthodologie mise en œuvre et la validation de l'exercice sont détaillées dans LEGENDRE *et al.* (2004, [8]). Il ressort de cette entreprise que les enquêtes *Emploi* sous-estiment systématiquement le nombre de naissances pour des raisons qui semblent tenir au traitement des non réponses et à la procédure de redressement des pondérations. Mais ce biais n'affecte pas nécessairement la caractérisation des comportements individuels de fécondité.

Les enquêtes *Emploi* cependant ne portent que sur les individus présents dans le ménage (même irrégulièrement). Nous ne sommes donc pas en mesure, pour les femmes les plus âgées en période féconde (nous prenons pour cette période l'intervalle 15–46 ans comme cela est fait traditionnellement), de repérer avec certitude le rang des enfants qui figurent dans le ménage : il se peut que les enfants les plus âgés aient déjà décohabité. Cette éventualité ne doit pas être négligée pour les générations les plus anciennes dans notre fichier. Une femme née, par exemple, en 1930 peut avoir eu deux enfants à l'âge de 20 et 22 ans. Quand elle est observée à l'âge de 45 ans, il est fort possible que sa progéniture, âgée respectivement de 25 et de 23 ans, ait déjà quitté le domicile familial ; dans ce cas, l'enquête n'enregistre la présence d'aucun enfant alors que cette femme en a deux. Un

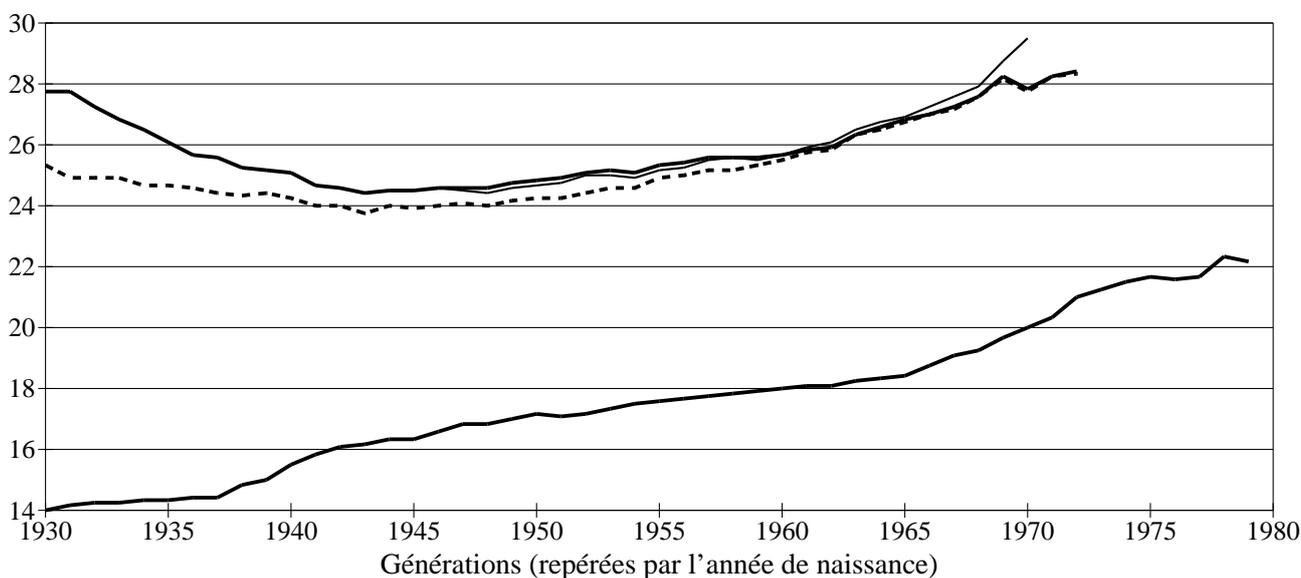
⁹Les années qui s'étendent de 1945 à 1970 sont cependant celles du *baby boom*, phénomène qui reste atypique.

cas intermédiaire peut aussi se présenter : un ou plusieurs enfants ont déjà décohabité mais cependant un ou plusieurs autres enfants résident avec leur mère. Dans ce cas, on va sur-estimer l'âge à la première naissance en le calculant à partir de l'enfant le plus âgé présent au sein du ménage.

Aussi, pour ce qui a trait à l'évaluation de l'âge au premier accouchement, sommes-nous confrontés à un problème de double censure. L'évènement « avoir un premier enfant » ne s'est pas, dans la population, toujours ou encore réalisé ; cela conduit à une censure « à droite » que l'on pallie habituellement en calculant une médiane – et non une moyenne¹⁰. Par contre, la censure « à gauche » provient de ce que l'on ne repère pas toujours la première naissance pour les générations les plus anciennes. Pour parer à cette nouvelle difficulté, nous calculons deux médianes : la première en ignorant cette censure « à gauche », la seconde en imputant, artificiellement, aux femmes qui ont fini leurs études depuis plus de 25 ans, en l'absence d'enfants dans le ménage, une naissance 5 ans après la fin de leurs études. Notons que cette seconde mesure reste très approximative : elle attribue un enfant à des femmes qui n'en ont pas, elle ne corrige pas de la sur-estimation qui relève du « cas intermédiaire » détaillé ci-avant. Pour autant, nous obtenons le profil qui ressort, par exemple, de l'exploitation de l'enquête *Etude de l'Histoire Familiale* de l'INSÉE de 1999 (voir ROBERT-BOBÉE et MAZUY, 2003, [14]).

FIG. 2 – Médianes de l'âge à la première naissance et de l'âge de fin d'études par génération (en années)

- Premier trait gras : médiane de l'âge à la première naissance calculée sur le champ des femmes âgées de 30 à 46 ans au moment de l'enquête ;
- Trait maigre : médiane de l'âge à la première naissance calculée sur le champ des femmes âgées de 25 à 46 ans au moment de l'enquête ;
- Trait pointillé : médiane de l'âge à la première naissance calculée sur le champ des femmes âgées de 30 à 46 ans au moment de l'enquête en imputant aux femmes qui ont fini leurs études depuis plus de 25 ans, en l'absence d'enfants dans le ménage, une naissance 5 ans après la fin de leurs études.
- Second trait gras : médiane de l'âge de fin d'études calculée sur le champ des femmes âgées de 20 à 46 ans au moment de l'enquête.



Source : Calcul des auteurs à partir des enquêtes *Emploi* de l'INSÉE de 1976 à 2002.

Sur la figure 2, les deux médianes sont représentées graphiquement (premier trait gras et trait pointillé) sur le champ des femmes âgées de 30 à 46 au moment de l'enquête. Nous avons en outre porté la médiane, pour le premier calcul, sur le champ des femmes âgées de 25 à 46 ans ; cette restriction de champ est destinée à évaluer la robustesse de notre mesure mais elle a l'inconvénient de ne pas permettre le calcul de la médiane au-delà de la génération née en 1970. Sur cette figure, on voit bien le biais entraîné par la censure « à gauche » qui affecte l'âge à la première naissance des générations nées avant 1960. Pour les générations nées après 1950, le recul

¹⁰Dès lors que l'évènement s'est produit pour au moins la moitié de la population concernée.

de l'âge au premier accouchement est très net, de l'ordre de 4 années en l'espace d'une vingtaine d'années : cet âge a ainsi reculé de l'ordre de 2 mois et demi par an pour des naissances intervenant depuis le milieu des années soixante-dix. L'âge à la première naissance semble se stabiliser pour les générations nées après 1970 mais ce mouvement est trop récent pour qu'il puisse être évalué avec certitude.

1.3 L'âge de fin d'études

Sur cette même figure, nous portons la médiane de l'âge de fin d'études des femmes. Nous retrouvons dans nos données le mouvement d'allongement de la durée de la formation initiale, d'autant plus marqué qu'il a trait aux filles. Nous n'allons guère détailler ce point qui est bien connu. Notons simplement que ce mouvement, sur moyenne période, n'a pas été homogène. Pour les générations d'après la seconde guerre mondiale et jusqu'en 1965, l'allongement a été régulier : la médiane de la durée des études passe de 16 ans et 4 mois à 18 ans et 5 mois. Aussi, la durée progresse-t-elle d'un peu plus de deux mois par an. Par contre, à partir des générations nées au milieu des années soixante, l'allongement s'accélère : la médiane atteint, pour la génération née en 1975, 21 ans et 8 mois, soit une progression de près de quatre mois par an. Enfin, en fin de période, il semble que ce mouvement d'élévation de l'âge de fin d'études ait atteint un terme.

1.4 Les taux d'activité féminins

TAB. 1 – Taux d'activités féminins

	15-24 ans	25-54 ans	55-64 ans	15-64 ans	65 ans et plus	15 ans et plus
1970	47,1	50,1	40,0	47,5	8,4	39,2
1975	45,6	57,5	36,3	51,5	5,7	41,5
1980	43,0	63,8	40,0	55,1	3,4	43,9
1985	39,7	68,9	30,9	55,6	2,2	44,7
1990	33,2	72,9	31,1	57,1	1,5	45,3
1995	26,7	77,3	30,9	59,7	1,2	46,5
2000	26,2	78,4	33,0	61,6	0,9	47,4
2002	26,5	79,0	36,6	62,1	0,9	47,7

Source : Enquêtes *Emploi* de l'INSEE, chiffres repris de NAUZE-FICHET, 2002, [10].

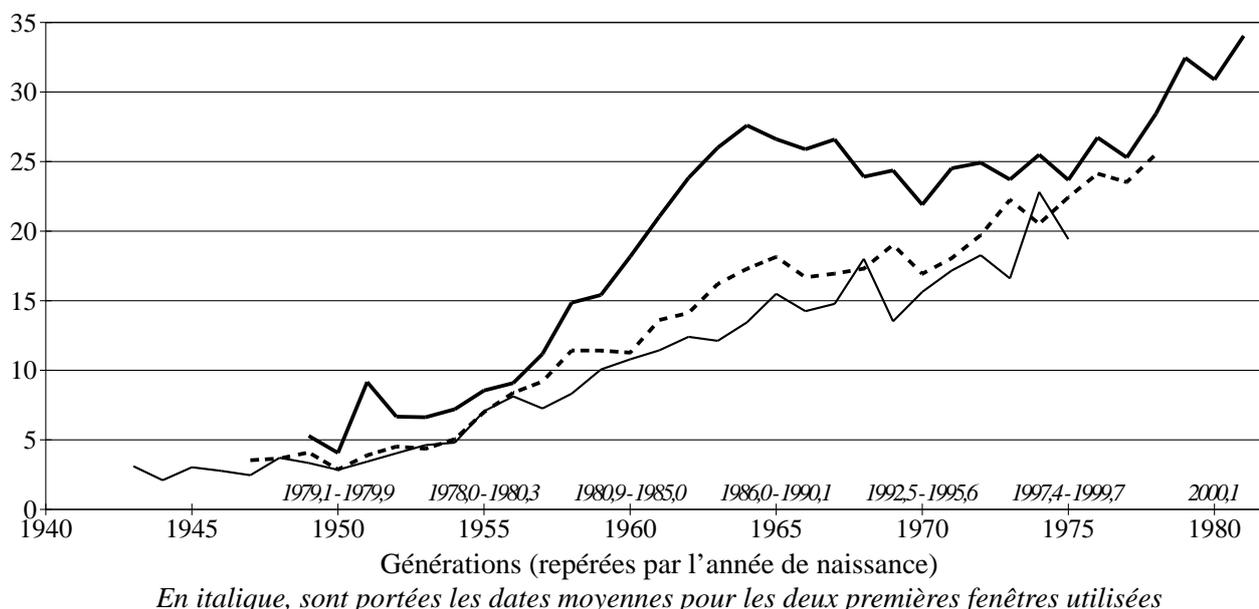
Afin de compléter cette présentation des grandeurs agrégées de la fécondité, nous avons porté dans le tableau 1 les taux d'activité féminins, chiffrés à partir des enquêtes *Emploi*. Les taux d'activité de la tranche d'âge 25–54 ans, qui constitue le cœur de la population potentiellement active, sont en constante augmentation : +29 points entre 1970 et 2002, même si la tendance s'infléchit après 1994 : la création de l'Allocation parentale d'éducation (APE) de rang deux n'est au demeurant sans doute pas étrangère à ce ralentissement. Sur les franges de la population en âge de travailler, les évolutions sont plus contrastées : le taux d'activité des 15-24 ans a décliné de 20 points entre 1970 et 1995 avec l'allongement des études mais stagne depuis lors. Le taux d'activité de la tranche 55-64 ans connaît des évolutions plus erratiques qui traduisent des effets opposés : un effet de noria qui joue à la hausse (remplacement de générations anciennes, ayant peu travaillé, par des générations récentes où l'exercice d'une activité professionnelle est un fait majoritaire) et la baisse de l'âge moyen de cessation d'activité des personnes ayant exercé continûment une activité professionnelle.

1.5 Une forte dégradation des conditions d'insertion des primo offreuses de travail

Notre corps de données ne permet pas de suivre les mêmes individus au cours du temps ; toutefois, il nous permet de repérer, pour une période de temps fixée après la fin des études, les conditions d'emploi des mères putatives. Sur la figure 3, nous avons porté, par génération, la proportion de femmes au chômage ou en stage non rémunéré, pour différentes fenêtres d'observation après la fin de leurs études. Nous avons retenu, un peu arbitrairement, trois fenêtres : entre un et trois ans, entre cinq et sept ans et entre neuf et onze ans après la fin

FIG. 3 – Proportion de femmes au chômage ou en stage non rémunéré, non contrôlée par le niveau de formation initiale, par génération (en %)

- Trait plein : pour une fenêtre d'observation comprise entre un et trois ans après la fin de leurs études ;
- Trait pointillé : pour une fenêtre d'observation comprise entre cinq et sept ans après la fin de leurs études.
- Trait maigre : pour une fenêtre d'observation comprise entre neuf et onze ans après la fin de leurs études.



Source : Calcul des auteurs à partir des enquêtes *Emploi* de l'INSEE de 1976 à 2002.

Champ : Femmes âgées de 15 à 46 ans au moment de l'enquête.

Lecture : La proportion de femmes de la génération de 1950 au chômage ou en stage non rémunéré entre un an et trois ans après la fin de leurs études est égale à 4,0 %. La date moyenne d'observation de ces situations est égale à 1979,1. Pour cette même génération, entre cinq et sept ans après la fin de leurs études, cette proportion est égale à 2,8 %.

des études. Nous sommes ainsi en mesure de comparer le « destin » de différentes générations de femmes au regard de leur vulnérabilité au risque de chômage.

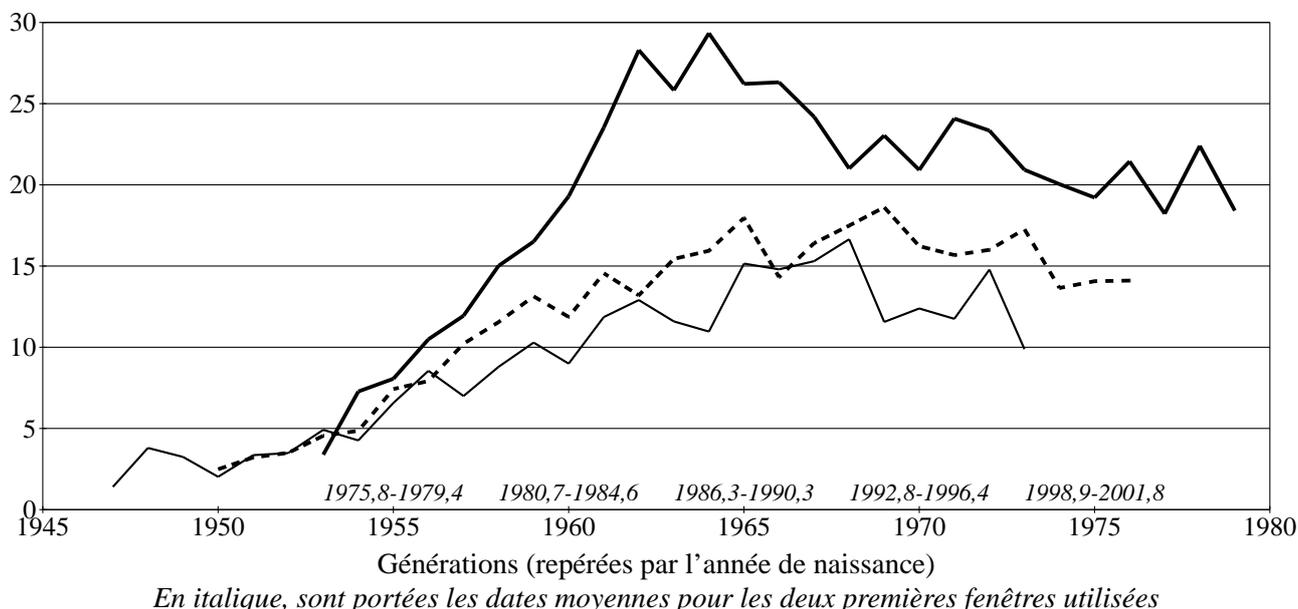
La figure 3 est cependant affectée d'un très fort effet de structure : la dégradation continue des conditions d'emploi des générations au fil du temps que l'on y observe provient en premier lieu d'une absence de contrôle du niveau de formation initiale des sortantes du système éducatif. Pour les générations sous revue les plus anciennes, les très diplômées sont sur-représentées ; en effet, elles ne sont observées que parce qu'elles ont achevé leurs études tardivement. Bien sûr, de l'autre côté, pour les générations les plus récentes, ce sont les femmes peu qualifiées qui sont sur-représentées. Cet effet de structure est particulièrement prégnant ; il tient au fait que les enquêtes utilisées ne nous permettent pas d'observer complètement chaque génération. Pour en prendre la mesure, on peut par exemple comparer la génération née en 1950 et celle née 1955. Les dates moyennes de la première fenêtre d'observation (entre un an et trois ans après la fin des études) sont respectivement 1979,1 et 1978,0 (voir les nombres portés en italique sur la figure 3). Aussi, compare-t-on des femmes dont les âges moyens de fin d'études sont respectivement de 26,6 ans et de 20,5 ans¹¹. Comme on sait que la vulnérabilité au risque de chômage est fortement conditionnée par le niveau de qualification initiale (et donc par l'âge de fin d'études), le graphique retrace aussi les conséquences de cette vulnérabilité différenciée par ce facteur. Ce graphique ne permet pas ainsi de vraiment comparer les générations.

En revanche, sur la figure 4, nous avons porté la même statistique, contrôlée par le niveau de formation

¹¹ Plus précisément, les calculs sont, respectivement, $26,6 = 1979,1 - 1950,5 - 2$ et $20,5 = 1978,0 - 1955,5 - 2$ en prenant la date de naissance moyenne de la génération et la durée moyenne de la fenêtre d'observation.

FIG. 4 – Proportion de femmes, de formation initiale intermédiaire, au chômage ou en stage non rémunéré par génération (en %)

- Trait plein : pour une fenêtre d'observation comprise entre un et trois ans après la fin de leurs études ;
- Trait pointillé : pour une fenêtre d'observation comprise entre cinq et sept ans après la fin de leurs études.
- Trait maigre : pour une fenêtre d'observation comprise entre neuf et onze ans après la fin de leurs études.



Source : Calcul des auteurs à partir des enquêtes *Emploi* de l'INSEE de 1976 à 2002.

Champ : Femmes âgées de 15 à 46 ans au moment de l'enquête dont l'âge de fin d'études appartient aux deux quartiles centraux de sa distribution par génération.

Lecture : La proportion de femmes de la génération de 1955, qui ont bénéficié d'une formation initiale intermédiaire (leur âge de fin d'études appartient aux deux quartiles centraux de sa distribution par génération), au chômage ou en stage non rémunéré entre un an et trois ans après la fin de leurs études est égale à 8,0 %. La date moyenne d'observation de ces situations est égale à 1975,8. Pour cette même population, entre cinq et sept ans après la fin de leurs études, cette proportion est égale à 7,4 %.

initiale. A partir des quartiles de la distribution de l'âge de fin d'études par génération, nous n'avons retenu que les femmes qui ont bénéficié d'un niveau intermédiaire de formation initiale – plus précisément, les femmes dont l'âge de fin d'études appartient aux deux quartiles centraux de sa distribution par génération. Le constat que livre ce graphique est maintenant assez différent : la dégradation des conditions d'insertion, entre un et trois ans après la fin des études, est la plus brutale pour les générations nées au début des années soixante, victimes de la conjoncture très dégradée du milieu des années quatre-vingt. L'on voit cependant que la situation des générations après la fin des années soixante se rétablit quelque peu, la vulnérabilité au risque de chômage au cours de la phase d'insertion professionnelle se stabilisant (à un niveau qui reste toutefois élevé). Ce graphique montre aussi que les conditions de l'insertion sur le marché du travail semblent, en termes de vulnérabilité au chômage, ne pas exercer d'effets de persistance. De neuf à onze ans après la fin des études, la proportion de femmes au chômage (ou en stage non rémunéré) est également répartie pour les générations nées entre 1960 et 1973. L'examen des autres dimensions de la relation de travail (nature du poste occupé, salaire, etc.) serait nécessaire pour s'assurer de l'absence de tels effets de persistance.

Il nous faudrait, bien sûr, mieux documenter les mutations, depuis 1975, de la transition formation initiale / emploi à partir du corps de données dont nous disposons. Les différentes formes précaires d'emploi, qui se sont fortement développées, devraient notamment être distinguées ; un obstacle à cela est la nécessité de disposer de

« séries longues », sans rupture de nomenclature. Nous exploitons trois séries différentes d'enquêtes *Emploi* qui ne nous permettent malheureusement pas d'obtenir une nomenclature fine des conditions d'emploi pour toute la période sous revue.

Après avoir brièvement décrit les évolutions d'intérêt, nous rendons compte de notre modélisation de la fécondité à partir des données micro-économiques extraites des enquêtes *Emploi* de l'INSÉÉ.

2 Une modélisation *logit* de la fécondité en France depuis 1976

Avant de rendre compte de notre modélisation *logit* de la fécondité, nous détaillons plus précisément la structure particulière du corps de données utilisé.

2.1 Des données pavées d'effets de structure

Il convient absolument de prendre la mesure de la structure du corps de données utilisé. Ce dernier est constitué de plus d'un million d'observations relatives à des femmes en âge fécond et obtenues à partir des enquêtes *Emploi* de l'INSÉÉ. Plus précisément, ces observations concernent deux types d'évènement, « naissance » et « non naissance », associé le premier à la mère et le second aux femmes en période féconde du ménage pour lesquelles une naissance n'a pas été observée¹². A la différence du calcul de la médiane de l'âge à la première naissance conduit précédemment, nous ne cherchons pas à reconstituer rétrospectivement l'ensemble des maternités de chaque femme. A chaque femme âgée de 15 à 46 ans au moment de la collecte des données de l'enquête *Emploi*, nous associons, soit l'évènement « naissance », soit l'évènement « non naissance ». Nous disposons de ces enquêtes pour les années 1976 à 2002 ; soit 27 années. La période féconde s'étale sur 30 ans ; aussi n'observons-nous jamais la totalité de cette période. Par exemple, la génération née en 1958 est observée à partir de l'âge de 17 ans – enquête de 1976 – jusqu'à l'âge de 43 ans – enquête de 2002. Pour les générations les plus anciennes, nous observons des femmes âgées ; pour les plus récentes, des femmes jeunes. Il serait ainsi très peu pertinent de comparer directement différentes générations, puisqu'elles ne sont jamais observées dans la même phase de leur cycle de vie.

La figure 5, où nous avons porté le nombre de naissances annuelles par âge pour trois générations, illustre bien la structure de notre corps de données. On voit qu'il est très difficile de porter une appréciation sur la fécondité par âge puisque les différentes générations sont incomplètement observées. La génération née en 1958 est observée presque complètement ; les autres, par contre, ne sont observées que pour des âges soit élevés soit faibles. Aussi faut-il reconnaître que toutes caractérisations de la fécondité par génération reposent nécessairement sur des extrapolations – implicites ou explicites – dont il convient d'apprécier la robustesse. La figure 5 permet toutefois de prendre une première mesure du recul de l'âge à la maternité, même s'il serait hasardeux de vouloir à ce stade estimer, par exemple, la descendance finale probable de la génération née en 1973.

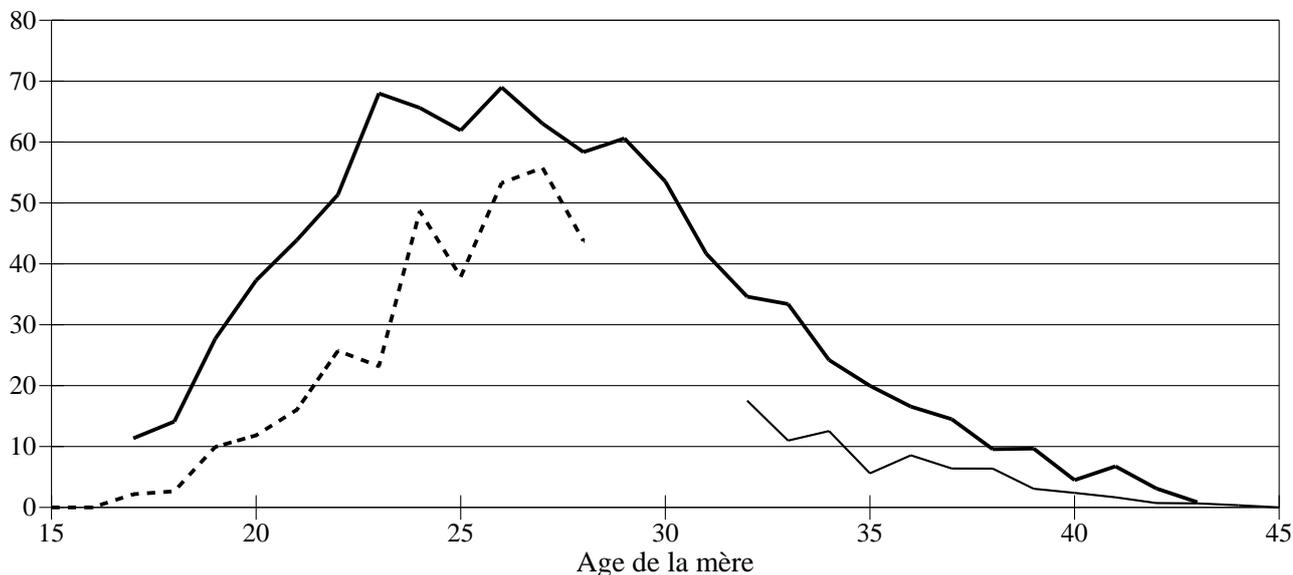
La distribution de l'âge du benjamin à la naissance de sa petite sœur ou de son petit frère (voir la figure 6), toutes générations confondues, présente une forme qui n'appelle guère de commentaires. Il en ressort un intervalle intergénérisique modal de deux ans. Cette distribution pourrait être affectée par un effet de génération mais, là encore, nous ne sommes pas vraiment en mesure de confirmer cette proposition.

Sur la figure 2, où sont portées les médianes par génération, respectivement, de l'âge de fin d'études et de l'âge à la première naissance, on est bien sûr frappé par le parallélisme des évolutions de ces deux grandeurs. Ce parallélisme peut nous conduire à expliquer le recul de l'âge au premier accouchement par l'allongement des études. Pour autant, cela reste difficile à valider en examinant la distribution du nombre de naissances annuelles, observées dans les enquêtes utilisées, en fonction de la durée depuis la fin des études par génération. Nous avons porté ces chiffres pour trois générations sur la figure 7. Bien sûr, pour la génération de 1943, le nombre de naissances sur le graphique sous-estime fortement le nombre de naissances total de cette génération – notamment pour les durées depuis la fin des études les plus courtes – puisque l'on s'intéresse à leur fécondité observée à partir de 1976 c'est-à-dire à partir de leur trente-troisième année. On voit bien qu'il n'est pas possible de directement comparer les distributions relatives aux trois générations même si l'on en retire l'impression que cette distribution serait relativement stable. Nous aurions pu, pour les générations les plus

¹²Cette méthode est l'un des moyens de traiter des naissances multiples.

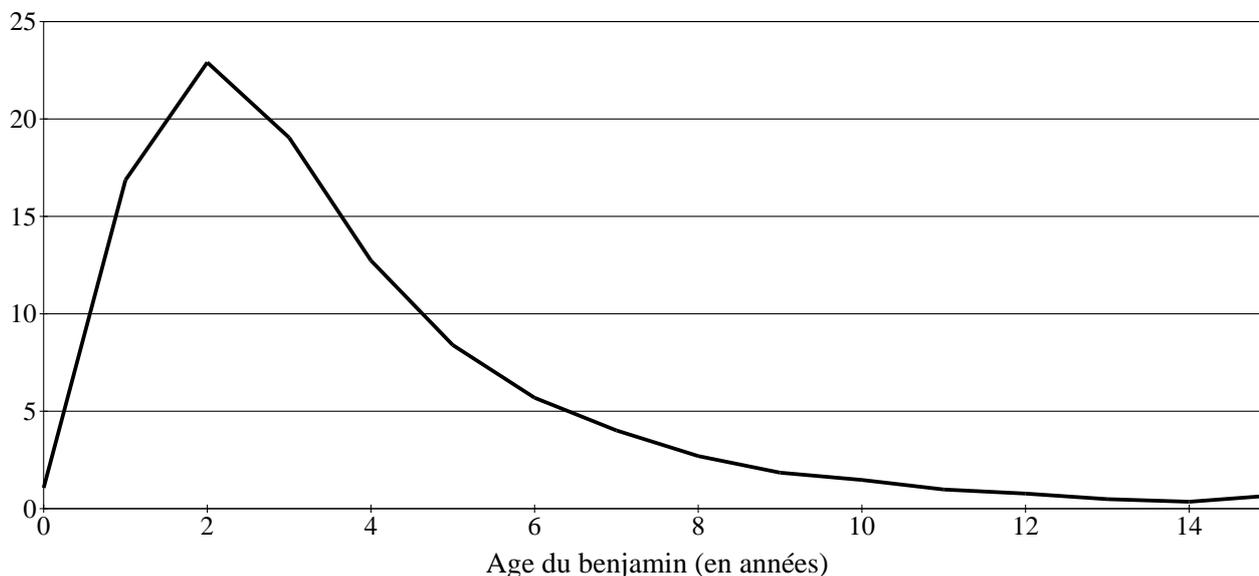
FIG. 5 – Nombre de naissances annuelles par âge pour trois générations observées dans les enquêtes *Emploi* de 1976 à 2002 (en milliers)

- Trait gras : génération de 1958 ;
- Trait maigre : génération de 1943 ;
- Trait pointillé : génération de 1973.



Source : Calcul des auteurs à partir des enquêtes *Emploi* de l'INSÉE de 1976 à 2002.

FIG. 6 – Distribution de l'âge du benjamin à la naissance de sa petite sœur ou de son petit frère (en %)



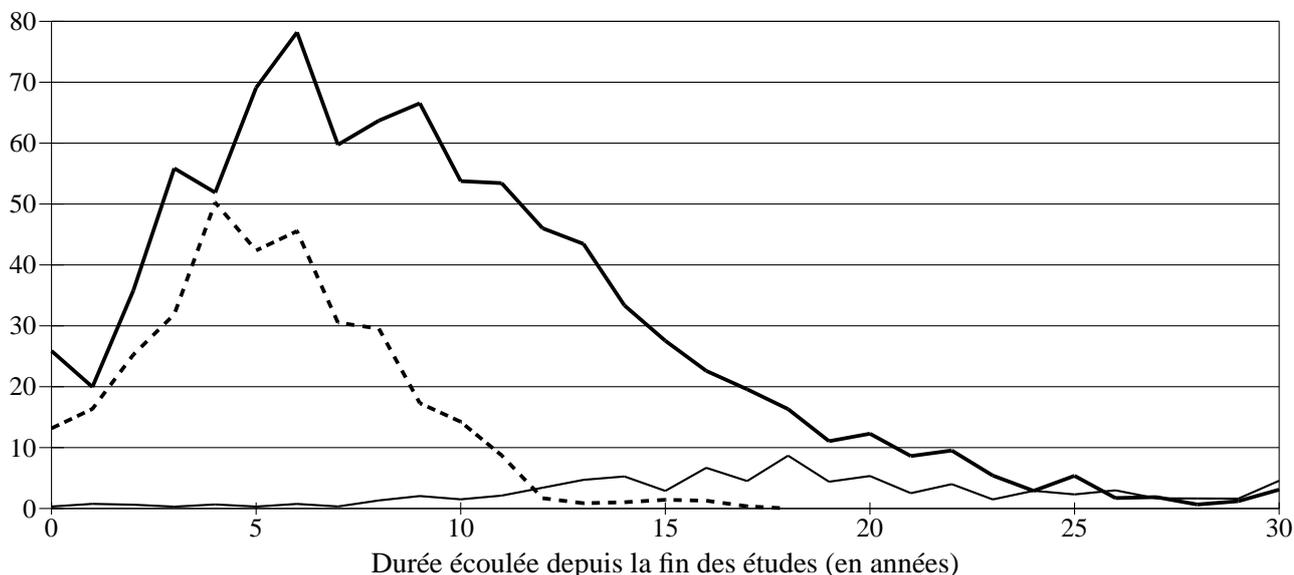
Source : Calcul des auteurs à partir des enquêtes *Emploi* de l'INSÉE de 1976 à 2002 ; l'âge est tronqué à sa partie entière et plafonné à 15 ans.

anciennes, reconstituer le calendrier des naissances (pour les enfants présents dans le ménage au moment de la collecte de l'information) ; l'intérêt de cette entreprise est toutefois limité : nous ne pouvons associer à ces naissances aucune autre information.

Aussi les méthodes économétriques s'avèrent-elles indispensables pour explorer nos données, pas nécessairement pour produire une explication qui intégrerait une dimension causale mais simplement pour contrôler des effets de structure omniprésents dans nos observations.

FIG. 7 – Nombre de naissances annuelles en fonction de la durée depuis la fin des études pour trois générations observées dans les enquêtes *Emploi* de 1976 à 2002 (en milliers)

- Trait gras : génération de 1958 ;
- Trait maigre : génération de 1943 ;
- Trait pointillé : génération de 1973.



Source : Calcul des auteurs à partir des enquêtes *Emploi* de l'INSÉE de 1976 à 2002 ; la durée est égale à zéro pour les naissances survenues en cours d'études, elle est en outre plafonnée à 30 ans.

2.2 Les résultats du modèle *logit*

Nous allons proposer une modélisation qui donne une place importante aux déterminants traditionnels de la fécondité. Précisons aussi qu'il ne s'agit pas de rendre compte de la myriade des facteurs qui conduisent les couples à avoir un enfant ; nous reconnaissons volontiers que ces décisions comportent nombre d'éléments idiosyncratiques que notre analyse est incapable d'identifier. En outre, l'impact de la durée des unions n'est pas modélisé car nos données ne permettent pas de connaître l'ancienneté de la mise en couple. Nous ne recherchons que des facteurs généraux qui seraient en mesure de rendre compte des évolutions globales de la fécondité : il n'est pas dans notre propos de « tout vouloir expliquer » mais seulement de rechercher une explication générale qui peut en conséquence faire l'objet d'une connaissance scientifique.

Dans notre modélisation, nous distinguons presque systématiquement les premières naissances, les naissances de rang supérieur ou égal à deux et, enfin, les situations pour lesquelles le nombre d'enfants est indéterminé dans le ménage – sur le même critère que celui utilisé pour calculer la médiane de l'âge à la première naissance. Pour le premier accouchement, nous donnons un rôle *a priori* à l'âge de la mère, à la durée écoulée depuis la fin des études et, enfin, à une variable qui figurerait la stratification sociale et qui est construite à partir de la durée des études de la mère relativement à celle de sa génération. Pour les autres naissances, nous adjoignons à ces variables l'âge du benjamin. Pour les situations où le nombre d'enfants du ménage est indéterminé, nous retenons une modélisation un peu plus simple parce que, notamment, ces situations sont relativement peu nombreuses (2,2 % des cas). Enfin, nous introduisons deux jeux de variables indicatrices, relatif à la position vis-à-vis de l'activité de la femme et de son éventuel conjoint.

La position vis-à-vis de l'activité reprend une nomenclature très (trop) simple ; nous distinguons cinq modalités : l'occupation n'est pas renseignée (mais cela ne concerne qu'un très petit nombre d'observations), l'individu est actif occupé, l'individu est au chômage, l'individu est en formation initiale (ou en stage non rémunéré) et, enfin, toutes les autres occupations c'est-à-dire essentiellement, pour les femmes, l'inactivité au sens strict. Cette nomenclature se base sur la déclaration spontanée des individus à l'enquête, la première question du formulaire individuel libellée ainsi « *Quelle est l'occupation actuelle de M... ?* ». Cette source nous a semblé

préférable à celle qui permet de déterminer l'occupation au sens du BIT et qui repose sur un jeu de questions d'ordre plus factuel : en effet, de la sorte, nous obtenons une variable qui est plus homogène entre les différentes séries d'enquêtes *Emploi*.

L'explication proposée constitue par ailleurs un point de départ qui pourrait être enrichi ultérieurement par les déterminants qui retraceraient plus précisément les conditions matérielles d'existence des familles.

Au moyen de ce modèle, nous voulons estimer la probabilité annuelle qu'une femme, en période féconde, connaisse l'évènement « naissance ». Les deux variables d'âge considérées dans notre modélisation (l'âge de la mère et l'âge du benjamin – à la naissance de sa petite sœur ou de son petit frère) sont liées (*cf.* l'encadré méthodologique) : quand l'âge de la femme s'accroît d'une année, il en est de même – en l'absence d'une nouvelle naissance – de l'âge du benjamin. Pour pouvoir isoler l'effet propre de ces deux facteurs, il est donc nécessaire d'introduire des hypothèses supplémentaires qui vont jouer le rôle de contraintes identifiantes. Ceci nous a conduit à supposer que ces deux effets ont la même intensité aux deux bornes de leur intervalle de définition, en l'occurrence au début et à la fin de la période de fécondité des mères putatives. On peut au demeurant justifier ces choix. Pour l'âge de la mère, des considérations biologiques suffisent : aux extrémités de l'intervalle – 15 et 46 ans – la fécondité est *de facto* proche de zéro ce qui légitime l'hypothèse d'une intensité identique – et *a priori* proche de zéro – aux deux bornes de l'intervalle. Pour l'âge du benjamin, la justification est autant biologique que culturelle : la durée de la grossesse fait naturellement que la probabilité d'une nouvelle naissance moins d'un an après la dernière est très faible ; par ailleurs, les familles préfèrent en général que les naissances ne soient pas excessivement étalées et les cas de nouvelle naissance quinze ans ou plus après la dernière grossesse sont rares.

En revanche, pour la durée écoulée depuis la fin des études, il n'aurait pas été justifié d'imposer que la probabilité fut la même aux deux bornes de l'intervalle considéré. La contrainte appliquée à l'âge de la mère et à l'âge du benjamin n'a donc pas été retenue pour cette variable. Nous voulons simplement retracer sans *a priori* l'impact de la durée écoulée depuis la fin des études.

Notre approche est exploratoire. Pour bien faire, il faudrait modéliser conjointement la fécondité et l'occupation pour contrôler, d'une part, de la simultanéité éventuelle des décisions de fécondité et d'occupation et, d'autre part, pour retracer une partie de l'hétérogénéité inter-individuelle non observable. Il faudrait recourir à une modélisation *multi-probit*, c'est-à-dire estimer un système d'équations simultanées pour expliquer du même coup la probabilité d'une naissance dans l'année *et* les différentes modalités possibles de l'occupation. Ces modèles sont toutefois difficiles à estimer numériquement : on peut assez facilement estimer un modèle *bi-probit*, il est plus difficile d'estimer un modèle *multi-probit* parce que le calcul de la vraisemblance du modèle relève de l'évaluation d'intégrales multiples.

Nous nous contentons d'une modélisation univariée de type *logit* où nous allons n'expliquer que la fécondité, c'est-à-dire la probabilité annuelle d'une naissance pour chaque femme en période féconde. Cependant, pour pallier un biais de simultanéité trop évident, nous introduisons dans l'équation les différentes modalités de l'occupation des parents pour une date antérieure à l'évènement modélisé. Pour une naissance, nous prenons l'occupation au moins six mois auparavant en recherchant, le cas échéant, l'information dans l'enquête précédente (quand cette recherche n'aboutit pas, nous nous contentons de l'occupation douze mois avant la collecte de l'information telle qu'elle est renseignée dans l'enquête courante). Pour une « non naissance », nous prenons l'occupation douze mois avant la date de collecte. Aussi peut-on prêter une relative exogénéité à l'occupation, pour peu que l'on s'en tienne à un critère d'antécédence – ce qui peut bien sûr être contesté.

2.2.1 Impact de l'âge de la femme, de la durée écoulée depuis la fin des études et depuis la naissance du benjamin

Les résultats de l'estimation, concernant les effets de l'âge de la femme, des durées écoulées depuis la fin des études et la naissance du benjamin, sont plus aisément lisibles graphiquement que dans un tableau. C'est pourquoi nous commenterons dans cette section les graphiques de la figure 8 pour mieux comprendre l'explication qu'apporte ce modèle. Dans la colonne de gauche, nous avons porté les effets relatifs à la génération née en 1948 ; dans la colonne de droite, ceux de la génération de 1967. La comparaison des deux colonnes permet donc de prendre la mesure du changement, au fil des générations, de l'explication apportée par le modèle. Ensuite, nous avons figuré l'effet des variables de durée (âge de la mère, durée écoulée depuis la fin des études

et âge du benjamin) en portant en trait plein ce qui a trait à la première naissance et en trait pointillé ce qui est relatif aux autres naissances.

On peut de la sorte contraster l'explication pour le premier enfant et celle pour les autres enfants. Sur ces graphiques, les effets sont évalués en prenant pour les autres variables explicatives leur valeur moyenne pour le groupe d'observations approprié. Par exemple, pour évaluer l'effet de l'âge de la mère de la génération de 1948 pour une première naissance, on prend la valeur moyenne des autres variables explicatives seulement pour les femmes qui sont nées en 1948 et qui n'ont pas d'enfant. Cette précision est importante parce que le modèle *logit* n'est pas linéaire. Aussi l'évaluation des effets dépend-elle du point moyen considéré et la décomposition proposée à la figure 8 n'est-elle pas additive.

Fécondité au rang un Pour les générations anciennes, l'âge de la femme ainsi que la durée écoulée depuis la fin des études semblent significativement liées à la probabilité de naissance avec, pour la génération 1948, des modes vers 24 ans et 6 à 7 ans après la fin des études (*cf.* la figure 8). Pour les générations nées deux décennies plus tard en revanche, la durée écoulée depuis la fin des études éclipse complètement l'effet de l'âge : l'âge ne joue plus aucun rôle significatif tandis que la durée écoulée depuis la fin des études ressort toujours significativement, avec un mode plus tardif environ 8 années après la sortie du système scolaire. Ce léger décalage vers la droite, conjugué à un accroissement massif de l'âge moyen de fin d'études (de près de 3 années entre les cohortes 1948 et 1967), est de nature à expliquer au moins en partie le recul de l'âge à la première naissance.

On constate donc, au vu de ces premiers résultats, un basculement des déterminants purement démographiques – l'âge de la femme principalement – vers un rôle important de la durée écoulée depuis la fin des études. Il est difficile d'attribuer une interprétation unique à ce constat. Il peut traduire aussi bien une fécondité mieux maîtrisée (*via* l'essor des méthodes contraceptives notamment) qu'une fécondité davantage soumise aux aléas de carrière ou à des contraintes économiques : la fécondité peut-être davantage liée à la durée écoulée depuis la fin des études à la fois parce que les femmes sont plus nombreuses à souhaiter travailler et parce que l'augmentation tendancielle du chômage les incite à attendre de bénéficier d'un emploi stable avant d'avoir leur premier enfant.

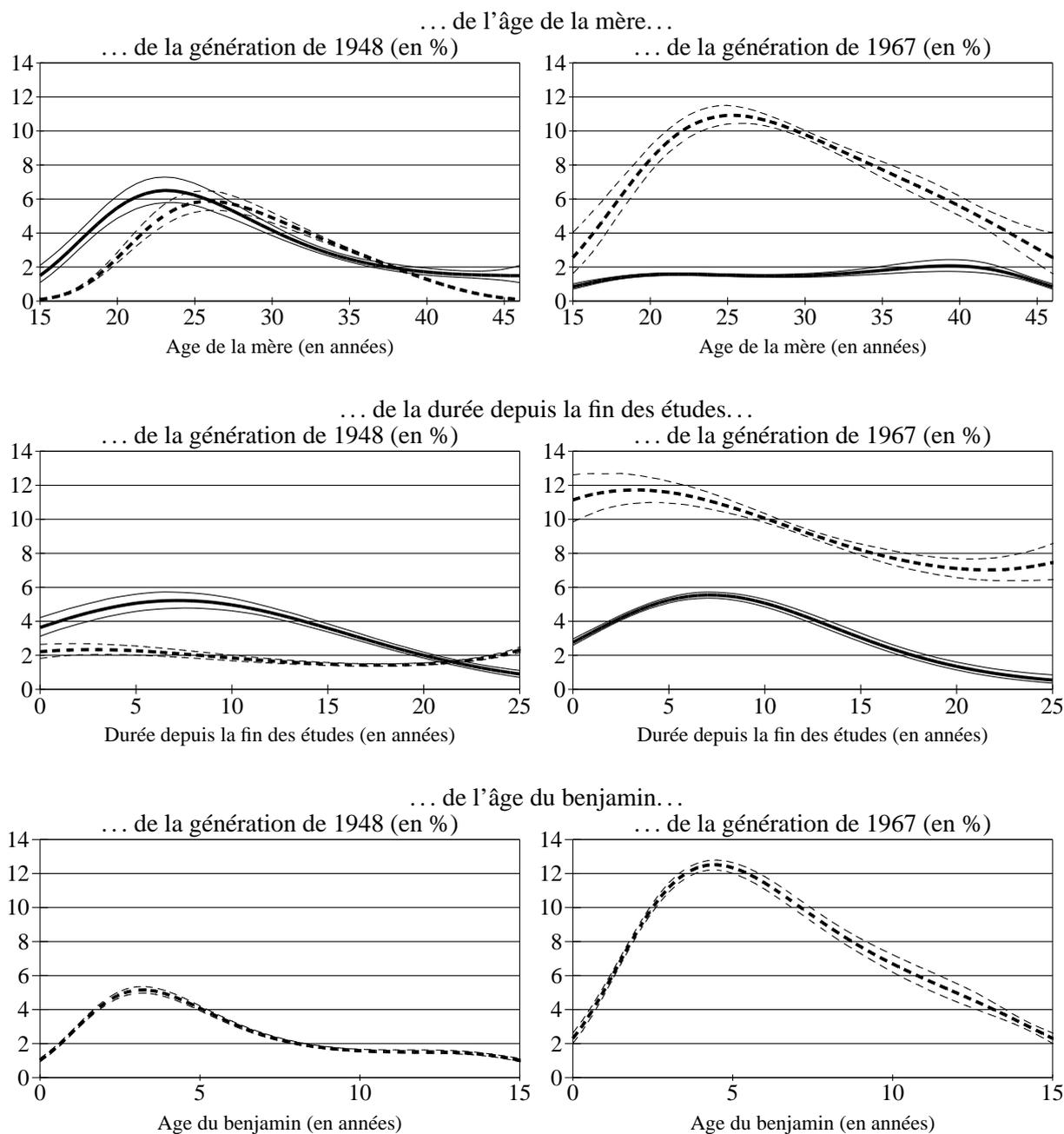
Fécondité aux rangs deux et plus Pour les générations anciennes, la durée écoulée depuis la fin des études ne semble pas significativement liée à la probabilité d'occurrence d'une naissance de rang deux ou plus tandis que l'effet d'âge est en revanche significatif – avec un mode vers 25 ans – de même que l'âge du benjamin : la probabilité d'occurrence d'une nouvelle naissance est maximale environ trois années après la naissance du benjamin. Ces deux derniers déterminants jouent toujours un rôle important pour les cohortes récentes avec une importance peut-être même accrue. Pour l'âge du benjamin, ce renforcement se fait semble-t-il dans une certaine mesure dans le sens d'un plus grand espacement des naissances : la probabilité d'une nouvelle naissance est ainsi maximale pour la génération 1967 quand le benjamin a un plus de quatre ans, contre seulement trois ans pour la génération 1948. Fait nouveau, en revanche, la durée écoulée depuis la fin des études intervient en exerçant une influence décroissante régulière ce qui n'était pas le cas pour les générations anciennes.

Ces différents résultats peuvent rendre compte, dans un contexte de recul de l'âge à la maternité, d'un arbitrage entre espacement des naissances et contraction de la période d'agrandissement potentiel de la famille. Les couples doivent « avoir un enfant dans les temps » sans nécessairement vouloir précipiter le calendrier de constitution de la famille. Le recul de l'âge à la première naissance explique peut-être que l'impact de l'âge de la mère sur la probabilité des naissances de rang supérieur se soit accru : lorsque la première naissance intervient relativement tardivement – après 30 ans – le calendrier des naissances suivantes est davantage soumis à des contraintes biologiques.

2.2.2 Impact des autres variables explicatives

Pour ce qui a trait aux autres variables explicatives, il convient de se reporter au tableau 2, qui donne les valeurs des différents coefficients estimés, mais aussi au tableau 3 qui illustre la déformation de l'effet des différentes variables au fil des générations. D'après le tableau 2, la probabilité moyenne de réalisation de l'événement

FIG. 8 – Probabilité annuelle estimée d'une naissance en fonction ...



Lecture : Le trait gras est relatif aux femmes qui n'ont aucun enfant ; le trait pointillé aux femmes qui ont un ou plusieurs enfants ; les probabilités sont évaluées pour les valeurs moyennes des variables explicatives du groupe correspondant par simulation numérique ; sont portés la médiane et les percentiles d'ordre 2,5 % et 97,5 % pour figurer une valeur centrale et un intervalle de confiance à 90 % de la distribution de la probabilité.

Source : Résultat de l'estimation d'un modèle *logit* à partir des enquêtes *Emploi* de l'INSEE de 1976 à 2002.

« naissance » pour les femmes en période féconde est de 6,2 %. L'effet de génération introduit dans notre modélisation est en général significatif (dernière colonne) sauf pour ce qui a trait à la plupart des indicatrices relatives à la durée des études. On notera que la probabilité d'une naissance est beaucoup plus faible pour les femmes n'ayant pas encore achevé leurs études : le coefficient associé à la situation « formation initiale » en cours est de $-0,93$. De plus, cet effet tend à se renforcer au fil des générations, ainsi que l'indique la comparaison des colonnes 2 et 3 du tableau 3.

Ce constat va de pair avec celui de l'impact de plus en plus marqué de la durée écoulée depuis la fin des études sur la probabilité d'une première naissance (cf. la figure 8). L'absence d'un conjoint exerce de la même façon un effet négatif très puissant comme en témoigne la valeur de $-2,5$ du coefficient estimé pour les femmes dans cette situation. D'après le tableau 3, cet effet tend également à s'affermir encore au fil des générations.

La comparaison des coefficients estimés mentionnés dans l'avant dernier cartouche du tableau 2 permet de mettre en évidence un lien en forme de « U » entre fécondité et position sociale quand cette dernière est retracée par la durée des études – exprimée relativement à la durée moyenne des études de la génération¹³. Par rapport aux femmes ayant une durée relative des études moyennes, les femmes peu qualifiées et très qualifiées – quoique dans une moindre mesure – ont une probabilité plus élevée de connaître l'événement « naissance ». Pour ces variables, l'effet de génération n'est en général pas statistiquement significatif. On n'observe ainsi – dans le tableau 3 – qu'une faible atténuation de la propension des femmes les moins qualifiées à avoir une descendance finale plus importante.

L'effet du chômage est très contrasté selon qu'il s'agisse d'une première naissance ou d'une naissance d'un autre rang. Pour les générations les plus anciennes, le chômage joue négativement pour la première naissance, positivement pour les autres naissances. Mais la polarisation de cet effet s'atténue fortement au fil des générations : pour les générations nées après 1970, l'effet du chômage n'apparaît plus significatif quelque soit le rang de naissance.

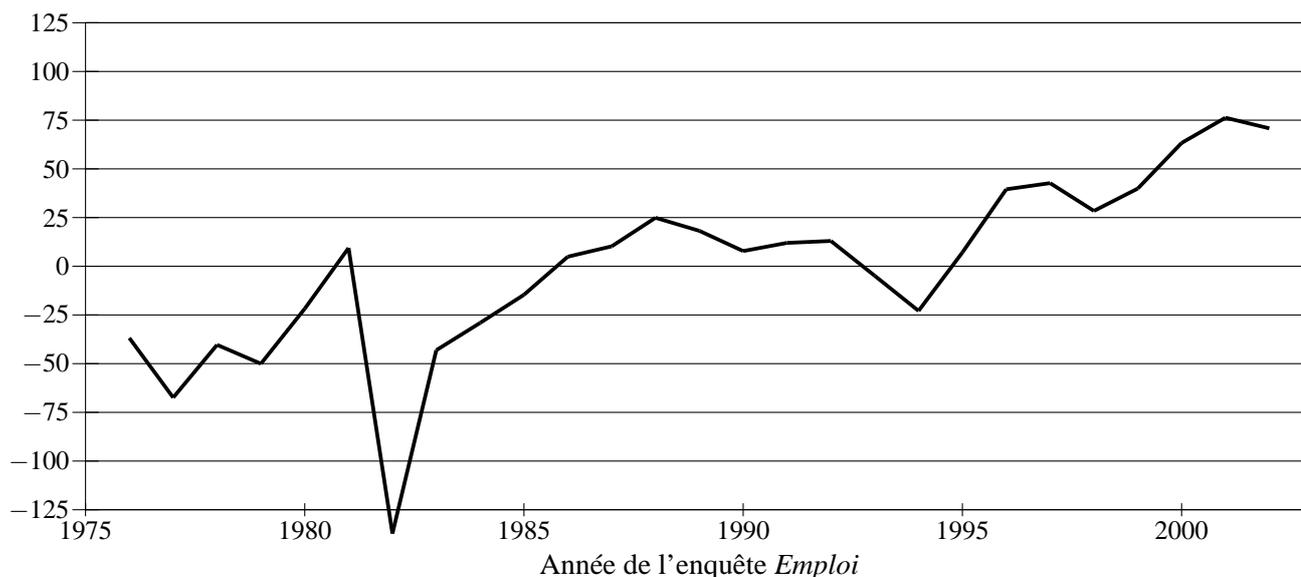
L'on peut donc retenir de notre exercice qu'il ne conduit pas à attribuer au développement du chômage, au niveau individuel et depuis 1975, un rôle dans l'élévation de l'âge moyen au premier accouchement. La relation ne serait qu'indirecte si l'on prête au chômage d'avoir contribué au prolongement plus marqué de la durée de la formation initiale des générations nées après 1965. Il faut cependant noter que les difficultés d'insertion des sortantes du système éducatif se concentrent au cours des premières années qui suivent leur entrée sur le marché du travail. Sur la figure 4, on voit par exemple que la proportion de femmes au chômage, entre cinq et sept ans après la fin de leurs études, ne présente à partir des générations nées dans les années 1960 qu'une assez faible variabilité. Les conditions d'emploi des mères putatives se sont donc fortement dégradées depuis 1980 mais cette détérioration ne touche pas principalement les femmes au moment où leur fécondité potentielle est la plus élevée.

Nous ne sommes donc pas en mesure de confirmer les résultats avancés par MERON et WIDMER (2002, [9]). En introduction de leur travail, elles soulignent toutefois

Mais comment va réagir une jeune femme qui vit en couple sans enfant lorsqu'elle est confrontée à une période de chômage ? Va-t-elle avancer son éventuel projet de maternité à la faveur du temps « libre » qui lui est ainsi imposé ? Ou bien, au contraire, y renoncera-t-elle temporairement devant l'incertitude sur l'avenir et les difficultés matérielles liées à la recherche d'un emploi ?

Leur expérimentation économétrique s'appuie sur l'enquête *Jeunes et carrières* de l'INSEE de 1997 et utilise un modèle de durée semi-paramétrique. En outre, la durée est calée sur la date de mise en couple, dans la tradition de l'analyse biographique développée par les démographes. Aussi leurs est-il nécessaire de contrôler *a priori* par l'âge et le niveau de la formation initiale puisque l'on sait, par ailleurs, que les femmes les plus jeunes et les plus diplômées restent plus longtemps en couple sans enfant. Nous ne sommes pas confrontés à ces mêmes difficultés en calant notre modèle sur l'âge de fin d'études – et non sur l'âge de mise en couple. Il se pourrait ainsi que, dans l'analyse économétrique développée par MERON et WIDMER, le niveau du diplôme ne puisse qu'imparfaitement contrôler l'explication de la fécondité alors que celui-ci, par ailleurs, est fortement corrélé avec la vulnérabilité au chômage. D'autres explications peuvent être avancées : MERON et WIDMER confèrent une dimension en partie rétrospective au fait d'« être au chômage » (il s'agit des femmes qui sont au chômage ou qui ont connu des épisodes de chômage) ; les données utilisées sont relatives à des femmes nées entre 1952 et 1966 observées avant 1997.

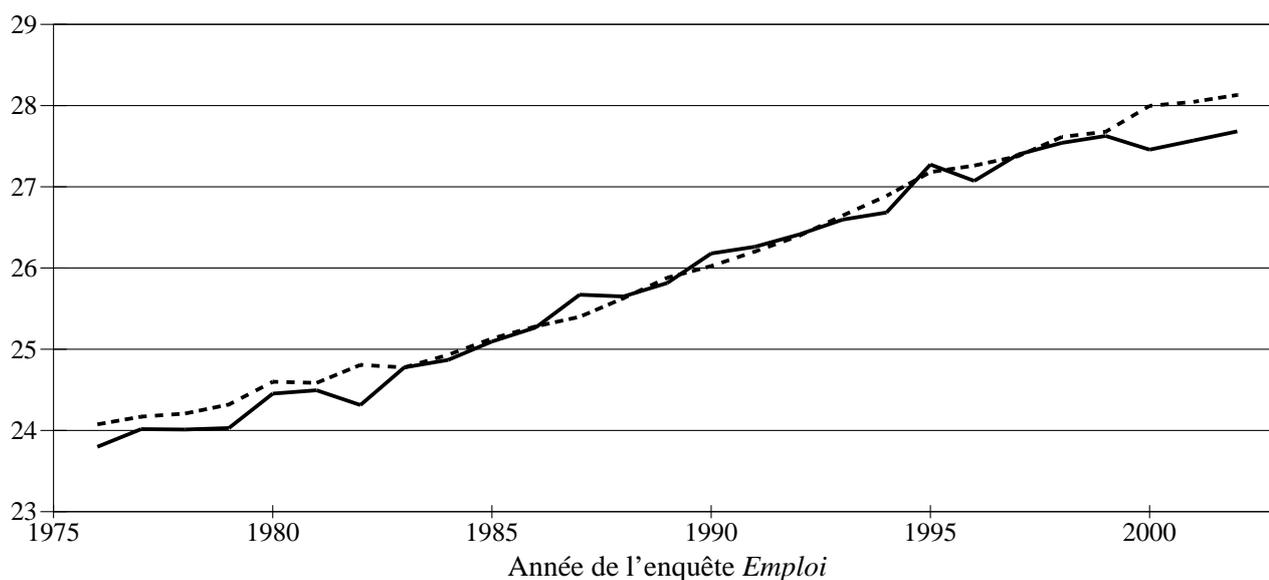
FIG. 9 – Effets de date, calculés par solde et exprimés en nombre de naissances annuelles (en milliers)



Source : Résultat de l'estimation d'un modèle *logit* à partir des enquêtes *Emploi* de l'INSÉÉ de 1976 à 2002.

FIG. 10 – Age moyen à la première naissance (en années)

- Trait plein : âge moyen observé ;
- Trait pointillé : âge moyen estimé du modèle *logit*.



Source : Résultat de l'estimation d'un modèle *logit* à partir des enquêtes *Emploi* de l'INSÉÉ de 1976 à 2002.

2.2.3 Des résidus temporels problématiques

Pour valider ce modèle de base, nous nous sommes livrés à deux estimations – voir les figures 9 et 10. D'une part, nous calculons les effets de date comme la différence entre le nombre de naissances chaque année et la somme de probabilités estimées¹⁴ ; d'autre part, nous estimons l'âge moyen à la première naissance. Ces deux

¹³Nous avons préféré une telle mesure de la position sociale, calculée en termes relatifs. Nous aurions pu introduire le diplôme ou encore la catégorie socio-professionnelle mais il aurait alors été difficile de neutraliser les effets de génération massifs qui affectent ces deux dernières variables.

¹⁴S'agissant d'une modélisation *logit* qui inclut la constante, la somme de ces effets de date est nulle.

graphiques soulignent bien les insuffisances de notre exercice. Les effets de date prennent, en fin de période, une ampleur très forte : de l'ordre de 75 000 naissances restent inexpliquées par le modèle. En outre, le recul de l'âge moyen à la première maternité n'est qu'imparfaitement retracé ; l'âge moyen est légèrement sur-estimé en début comme en fin de période. Notre modèle est donc largement perfectible ; il ne constituerait qu'un point de départ permettant d'introduire d'autres explications de la fécondité, relatives par exemple aux conditions d'emploi des femmes en âge fécond.

La présence de résidus temporels présentant une tendance croissante est peut-être à relier au caractère nécessairement arbitraire de notre prise en compte de la déformation des coefficients au fil des générations : déformation linéaire en l'espèce, alors que l'on peut très bien imaginer que l'évolution des comportements soit moins progressive et davantage marquée par des ruptures.

Conclusion

Dans cette étude, nous avons cherché à vérifier la mesure dans laquelle les déterminants traditionnels de la fécondité permettent de rendre compte de son évolution depuis le milieu des années 1970. Pour cela, nous avons constitué un échantillon de plus d'un million d'observations relatives à des femmes en période féconde à partir des enquêtes *Emploi* de l'INSÉÉ, disponibles de 1975 à 2002. La modélisation *logit* que nous lui avons appliqué fournit plusieurs résultats intéressants. D'abord, les naissances de rang un, qui étaient expliquées dans une proportion comparable par l'âge de la mère et la durée depuis la fin des études pour les générations nées avant 1960, sont maintenant déterminées par la durée écoulée depuis la fin des études. Ensuite, les naissances de rang supérieur à un s'expliquent essentiellement par l'âge de la mère et l'âge du benjamin, quelle que soit la date de naissance de la femme considérée. En outre, le pouvoir explicatif de ces deux facteurs s'est affirmé au fil des générations.

A côté de ces éléments, le fait d'être en formation initiale ou le fait de ne pas avoir de conjoint réduisent très fortement la probabilité de connaître, pour les femmes en période féconde, une naissance. L'effet de ces deux variables s'est d'ailleurs renforcé pour les générations les plus récentes. Enfin, la position sociale des mères putatives – mesurée par la durée relative de leurs études – joue un rôle certain : les femmes ayant fait des études plus courtes ou plus longues ont une probabilité plus forte de mettre au monde un enfant.

Nous avons aussi porté une attention aux conditions d'emploi des mères putatives. Il ne semble pas pour autant que le développement du chômage ait joué un rôle dans l'explication de la fécondité depuis 1975 ; notre modélisation ne montre pas que les femmes au chômage retardent l'arrivée de leur premier enfant. La montée du chômage, en incitant les jeunes à poursuivre des études, n'aurait qu'indirectement conduit à retarder les naissances. Il nous reste bien d'autres pistes à explorer. Il nous faudrait, en premier lieu, caractériser plus finement les conditions d'emploi. Pour le moment, dans le souci de ne pas introduire de rupture dans les séries, nous n'avons pas pris en compte le développement des formes précaires d'emploi ; de même, nous en sommes restés à une mesure instantanée du chômage qui n'inclut pas une dimension rétrospective.

Afin de valider notre modèle, nous avons calculé la différence entre le nombre de naissances observé et la somme des probabilités estimées pour chaque année. Le solde nous donne un effet de date qui représente le nombre de naissances dont nous ne sommes pas en mesure de rendre compte. Nous avons également comparé l'âge moyen à la première naissance observé et estimé par notre modèle. Ces deux exercices montrent les limites de travail. D'une part, les effets de date augmentent au cours du temps et en fin de période, 75 000 naissances restent inexpliquées. D'autre part, nous ne retraçons qu'imparfaitement l'évolution de l'âge moyen à la première maternité. Pour autant, le recul de cet âge s'explique autant par le recul de l'âge moyen à la fin des études que par l'impact plus fort de la durée écoulée depuis la fin des études.

Notre modélisation reste sommaire ; elle révèle notamment la présence d'effets de date relativement massifs – nous sommes par exemple incapables d'expliquer le *micro baby boom* de la fin des années 1990 et du début des années 2000. Il reste donc de la place pour d'autres explications complémentaires, qui mettraient par exemple l'accent sur les conditions matérielles de vie des familles. L'on pense à l'extension de l'Allocation Parentale d'Education au rang deux mise en place début 1995 ou encore à l'évolution de l'offre de garde pour les enfants non encore scolarisés.

Références

- [1] Beaumel (C.), Doisneau (L.) et Vatan (M.). – *La situation démographique en 2001. Mouvement de la population.* – INSÉÉ Résultats, 2003, *Société*, volume 18, 44p.
- [2] Brutel (C.). – La population de la France métropolitaine en 2050 : un vieillissement inéluctable. *Economie et Statistique*, N° 355-356, 2002, pp. 57–71.
- [3] Doisneau (L.). – Bilan démographique 2001. Le regain des naissances et des mariages se confirme. *INSÉÉ Premières*, N° 825, 2002.
- [4] Galassi (M.), Davies (J.), Theiler (J.), Gough (B.), Jungman (G.), Booth (M.) et Rossi (F.). – *GNU Scientific Library. Reference Manual. Edition 1.4, for GSL Version 1.4.* – <ftp.gnu.org/gnu/gsl/>, Free Software Foundation, 2003.
- [5] Goux (D.). – Une histoire de l'Enquête Emploi. *Economie et Statistique*, N° 362, 2003, pp. 41–57.
- [6] Haut Conseil de la Population et de la Famille. – *Famille et chômage.* – Rapport du groupe présidé par J. COMMAILLE, 1999.
- [7] Laroque (G.) et Salanié (B.). – *Fertility and Financial Incentives in France.* – Document de travail, CREST-INSÉÉ, 2003.
- [8] Legendre (F.), Lorgnet (J-P.), Mahieu (R.) et Thibault (F.). – Fécondité et conditions d'emploi. Une première exploration à partir des données des Enquêtes *Emploi* de l'INSÉÉ. In : *Famille et solidarités*, éd. par Girard. XXIVèmes Journées de l'AES, L'Harmattan (coll. Logiques économiques), pp. 179–193. – Paris, 2004.
- [9] Meron (M.) et Widmer (I.). – Les femmes au chômage retardent l'arrivée du premier enfant. *Population*, vol. 57, N° 2, 2002, pp. 327–58.
- [10] Nauze-Fichet (E.). – Projections de population active en 2050 : l'essoufflement de la croissance des ressources en main-d'œuvre. *Economie et Statistique*, N° 355–356, 2002, pp. 73–104.
- [11] Piketty (T.). – *L'impact de l'allocation parentale d'éducation sur l'activité féminine et la fécondité, 1982–2002.* – Document de travail N° 2003–09, CÉPRÉMAP, 2003.
- [12] Rignols (E.). – Incitation à l'interruption de l'activité professionnelle. Effets en termes d'emploi et de natalité. *Economie et Prévision*, N° 122, 1996, pp. 59–68.
- [13] Robert-Bobée (I.). – Les femmes les plus diplômées vivent plus longtemps en couple avant d'avoir un enfant. *INSÉÉ Premières*, N° 956, 2004.
- [14] Robert-Bobée (I.) et Mazuy (M.). – *Calendriers de constitution des familles et âge de fin des études.* – Document de travail N° F0308, INSÉÉ, 2003.
- [15] Toulemon (L.). – *La fécondité en France depuis 25 ans.* – Paris, La Documentation française, 2003, *Rapport pour Haut Conseil de la Population et de la Famille.*

Encadré méthodologique

On utilise un modèle classique de type *logit* pour appréhender les déterminants de la probabilité d'occurrence d'une naissance entre deux enquêtes emploi successives. On est néanmoins amené à opter pour une spécification un peu particulière étant donné notre objectif : évaluer la déformation de ces déterminants au fil des générations.

Les effets des variables d'âge, de durée écoulée depuis la fin des études ou depuis la naissance du benjamin sont eux spécifiés systématiquement sous la forme d'une combinaison linéaire de trois polynômes qui – selon le cas – s'annulent ou pas aux deux bornes de leur intervalle de définition. Pour les effets d'âge, le premier polynôme est quadratique et atteint son maximum au milieu de l'intervalle de définition. Les deux autres, de degré quatre, atteignent leur maximum au premier tiers et au deux tiers de l'intervalle. Pour l'effet de la durée depuis la fin des études, les polynômes considérés sont de degré, respectivement, un, deux et trois.

En principe, on pourrait envisager d'introduire dans la régression des effets de génération *via* des indicatrices, de même que pour les effets d'âge et de date. Cette approche n'est toutefois pas entièrement viable dans

la mesure où l'âge, la génération et la date sont liés par une relation linéaire : les 3 effets ne sont donc pas identifiables ce qui impose d'opérer des restrictions. Deux autres motivations nous amènent à opérer des restrictions supplémentaires et donc à renoncer à l'introduction systématique de variables indicatrices : limiter le nombre de coefficients à estimer – ne serait-ce que pour préserver la lisibilité des résultats – d'une part, éviter une trop grande sensibilité aux effets de bord pour les générations extrêmes, qui ne sont observées que sur une fraction très réduite de leur vie féconde, d'autre part.

Le choix retenu a donc consisté à introduire une prise en compte des effets de génération sous la forme d'une dérive linéaire en fonction de l'année de naissance des coefficients des variables d'âge, de durée écoulée depuis la fin des études ou depuis la naissance du benjamin. Cette dérive linéaire traduit une déformation structurelle progressive des comportements dont les déterminants peuvent être multiples : culturels (les femmes peuvent choisir de privilégier davantage leur carrière professionnelle, au moins au début de leur activité), économiques (la hausse tendancielle du chômage entre 1975 et 2002, au-delà des importantes fluctuations conjoncturelles) ou autres (le choix collectif d'amener la grande majorité d'une classe d'âge au moins au niveau du baccalauréat).

En pratique, quand la variable explicative est une variable indicatrice (comme, par exemple, la variable indicatrice qui exprime le fait qu'il n'y a pas d'enfant dans le ménage – la naissance éventuelle serait donc une première naissance), le modèle est spécifié comme suit :

$$\alpha_1 I_i + \alpha_2 (I_i \times G_i)$$

où I_i est la variable indicatrice pour l'observation i , G_i la variable qui repère la génération (l'année de naissance de la femme¹⁵) et α_1 et α_2 sont les deux coefficients à estimer. Quand l'effet est spécifié sous la forme de trois polynôme (notés P_i , Q_i et R_i), il s'exprime, quand il est croisé avec un effet de génération, de la manière suivante :

$$\alpha_1^k P_i^k + \alpha_2^k (P_i^k \times G_i) + \beta_1^k Q_i^k + \beta_2^k (Q_i^k \times G_i) + \gamma_1^k R_i + \gamma_2^k (R_i \times G_i)$$

où α_1^k , α_2^k , β_1^k , β_2^k , γ_1^k et γ_2^k sont les six coefficients à estimer pour l'effet de la variable k (selon le cas : *âge* pour l'âge, *études* pour la durée écoulée depuis la fin des études ou *benjamin* pour la durée écoulée depuis la naissance du benjamin).

Concrètement, notons $F(\cdot)$ la fonction de répartition de la loi logistique. On a :

$$F(x) = \frac{1}{1 + \exp(-x)}$$

Considérons à titre d'exemple une femme d'une génération G_i n'ayant encore aucun enfant, vivant en couple, ayant achevé sa formation initiale et ayant effectué des études d'une durée moyenne pour sa génération, âgée de a_i années et ayant arrêté ses études à l'âge de e_i années. Notons, d'une part, $X^{\text{âge}}(a_i) = \alpha_1^{\text{âge}} P^{\text{âge}}(a_i) + \alpha_2^{\text{âge}} [P^{\text{âge}}(a_i) \times G_i] + \beta_1^{\text{âge}} Q^{\text{âge}}(a_i) + \beta_2^{\text{âge}} [Q^{\text{âge}}(a_i) \times G_i] + \gamma_1^{\text{âge}} R^{\text{âge}}(a_i) + \gamma_2^{\text{âge}} [R^{\text{âge}}(a_i) \times G_i]$ et, d'autre part, $X^{\text{études}}(a_i - e_i) = \alpha_1^{\text{études}} P^{\text{études}}(a_i - e_i) + \alpha_2^{\text{études}} [P^{\text{études}}(a_i - e_i) \times G_i] + \beta_1^{\text{études}} Q^{\text{études}}(a_i - e_i) + \beta_2^{\text{études}} [Q^{\text{études}}(a_i - e_i) \times G_i] + \gamma_1^{\text{études}} R^{\text{études}}(a_i - e_i) + \gamma_2^{\text{études}} [R^{\text{études}}(a_i - e_i) \times G_i]$

La probabilité d'occurrence d'une naissance dans l'année pour cette femme est donc donnée par (cf. tableau 2) :

$$F[-2,4 + 3,4G_i + X^{\text{âge}}(a_i) + X^{\text{études}}(a_i - e_i)]$$

¹⁵Pour que l'ordre de grandeur numérique des variables explicatives reste comparable, la génération n'est pas directement repérée par l'année de naissance, mais par l'écart de l'année de naissance à l'année de naissance moyenne divisé par l'étendue de la variation des années de naissance. La variable G_i est ainsi normalisée : elle varie de $-0,5$ à $0,5$; cette transformation linéaire n'affecte pas les résultats du modèle.

TAB. 2 – Résultats d'estimation du modèle *logit* pour expliquer la probabilité annuelle d'une naissance

Variable explicative	Moyenne (en %)	Coefficient estimé	Ratio de Student
Nombre d'enfants dans le ménage			
Indéterminé	2,2	-7,5	-18
Aucun enfant	45	-2,8	-24
Aucun enfant × effet de génération	6,2	0,30	0,54
Un enfant	19	-5,6	-36
Un enfant × effet de génération	-1,0	7,3	8,4
Deux enfants	21	-6,6	-42
Deux enfants × effet de génération	-1,8	7,6	8,7
Trois enfants et plus	13	-6,7	-42
Trois enfants et plus × effet de génération	-1,6	6,7	7,6
Nombre d'enfants indéterminé et occupation de la femme			
Active occupée	1,4	<i>Réf.</i>	-
Au chômage	0,2	1,0	4,0
Autres occupations	0,6	0,60	3,1
Aucun enfant et occupation de la femme			
Occupation non renseignée	0,17	2,5	16
Occupation non renseignée × effet de génération	0,034	-3,8	-4,4
Active occupée	19	<i>Réf.</i>	-
Active occupée × effet de génération	1,0	<i>Réf.</i>	-
Au chômage	3,6	-0,08	-2,6
Au chômage × effet de génération	0,45	1,0	5,8
Formation initiale	20	-0,93	-17
Formation initiale × effet de génération	4,6	-0,93	-3,2
Autres occupations	2,1	0,72	31
Autres occupations × effet de génération	0,062	2,6	17
Un ou plusieurs enfants et occupation de la femme			
Occupation non renseignée	0,029	3,3	18
Occupation non renseignée × effet de génération	-0,00241	-5,9	-5,1
Active occupée	31	<i>Réf.</i>	-
Active occupée × effet de génération	-2,5	<i>Réf.</i>	-
Au chômage	3,8	0,11	4,2
Au chômage × effet de génération	0,027	-0,38	-2,2
Formation initiale	0,201	-0,17	-1,9
Formation initiale × effet de génération	0,0056	-1,3	-2,2
Autres occupations	17	0,58	43
Autres occupations × effet de génération	-1,8	0,29	3,1
Occupation du conjoint			
Pas de conjoint	38	-2,5	-113
Pas de conjoint × effet de génération	4,7	-1,1	-8,0
Occupation non renseignée	0,069	3,4	25
Occupation non renseignée × effet de génération	-0,0045	-8,1	-7,1
Actif occupé	57	<i>Réf.</i>	-
Actif occupé × effet de génération	-3,4	<i>Réf.</i>	-
Au chômage	3,0	0,064	2,9
Au chômage × effet de génération	0,061	-0,34	-2,5
Formation initiale	1,2	-0,40	-9,7
Formation initiale × effet de génération	0,16	-1,8	-6,8
Autres occupations	0,94	-0,32	-6,2
Autres occupations × effet de génération	-0,090	0,13	0,40
Durée des études			
Très courtes	18	0,29	17
Très courtes × effet de génération	-0,014	-0,19	-1,8
Courtes	18	0,10	6,9
Courtes × effet de génération	-0,38	0,10	1,0
Moyennes	17	<i>Réf.</i>	-
Moyennes × effet de génération	-0,52	<i>Réf.</i>	-
Longues	16	0,031	2,0
Longues × effet de génération	-0,70	0,26	2,4
Très longues	13	0,21	10
Très longues × effet de génération	-1,1	0,10	0,73
Nombre d'observations	1 052 657	-	-
Probabilité moyenne (en %)	6,1	-	-
Log-vraisemblance	-185127	-	-
Pseudo R^2	0,24	-	-

Source : Calcul des auteurs à partir des enquêtes *Emploi* de l'INSEE de 1976 à 2002.

Les résultats relatifs aux polynômes qui retracent l'effet de l'âge de la mère (trois variables pour un nombre d'enfant indéterminé, trois fois deux variables pour le premier enfant et trois fois deux variables pour les autres enfants), de la durée depuis la fin des études (trois fois deux variables pour le premier enfant et trois fois deux variables pour les autres enfants) et de l'âge du benjamin (trois fois deux variables) ne sont pas rapportés dans ce tableau ; ils sont présentés sous forme de graphiques dans la figure 8.

TAB. 3 – Résultats d'estimation du modèle *logit* pour les générations de 1948 et de 1967

Variable explicative	Génération 1948	Génération 1967
Nombre d'enfants dans le ménage		
Aucun enfant	-2,9	-2,8
Un enfant	-6,9	-4,5
Deux enfants	-7,9	-5,4
Trois enfants et plus	-7,9	-5,6
Aucun enfant et occupation de la femme		
Occupation non renseignée	3,2	1,9
Active occupée	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Au chômage	-0,26	0,083
Formation initiale	-0,77	-1,1
Autres occupations	0,26	1,1
Un ou plusieurs enfants et occupation de la femme		
Occupation non renseignée	4,4	2,4
Active occupée	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Au chômage	0,17	0,045
Formation initiale	0,065	-0,39
Autres occupations	0,53	0,63
Occupation du conjoint		
Pas de conjoint	-2,3	-2,7
Occupation non renseignée	4,8	2,1
Actif occupé	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Au chômage	0,13	0,0095
Formation initiale	-0,076	-0,69
Autres occupations	-0,34	-0,30
Durée des études		
Très courtes	0,33	0,26
Courtes	0,086	0,12
Moyennes	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Longues	-0,015	0,072
Très longues	0,19	0,23

Source : Calcul des auteurs à partir des enquêtes *Emploi* de l'INSEE de 1976 à 2002.