

Deux ou trois enfants ?

Influence de la politique familiale et de quelques facteurs sociodémographiques

Didier BRETON* et France PRIOUX**

La fécondité française est aujourd'hui l'une des plus élevées d'Europe (derrière celle de l'Irlande), et ce niveau relativement haut est en grande partie dû à la fréquence encore non négligeable des familles qui comptent au moins trois enfants, qualifiées aujourd'hui de familles nombreuses. Par exemple, les femmes nées en 1960, en mettant au monde en moyenne 2,12 enfants, ont assuré leur remplacement. Sur cette descendance, l'apport des naissances de rang 3 ou plus est d'environ 0,5 enfant par femme en moyenne, soit 24 % du total. Cet apport est donc loin d'être négligeable. Pourtant aujourd'hui, dans tous les pays développés, le modèle de la famille de deux enfants est sans conteste le plus répandu, même s'il tend récemment à s'affaiblir un peu. Ce modèle implique que le passage du premier au deuxième enfant est très fréquent, mais que le passage du deuxième au troisième enfant est nettement plus rare. Même en France où les familles nombreuses sont encore relativement fréquentes, le passage au troisième enfant n'est pas majoritaire : parmi les femmes nées en 1960, 90 % ont fondé une famille en ayant au moins un enfant ; parmi celles-ci, 80 % ont eu un deuxième enfant, mais parmi ces dernières, seules 44 % en ont eu un troisième ; enfin, après un troisième enfant, seulement 30 % ont poursuivi la constitution de leur descendance. C'est donc bien après la naissance du deuxième enfant que le choix de continuer à agrandir sa famille devient minoritaire, et au total, à peine une femme sur trois (32 %) a eu au moins trois enfants, alors que 72 % en ont eu au moins deux.

Cet article se propose d'observer l'évolution, depuis les années 1970, de la proportion de pères et mères de deux enfants qui ont eu au moins un enfant supplémentaire (ou probabilité d'agrandissement de 2 à

* Université Marc Bloch de Strasbourg et Institut national d'études démographiques.

** Institut national d'études démographiques.

3 enfants) et d'analyser les caractéristiques de ces parents qui ont choisi de ne pas se conformer au modèle majoritaire de la famille de deux enfants. En recherchant les facteurs qui favorisent, ou au contraire défavorisent l'arrivée d'un troisième enfant dans une famille, cette recherche s'inscrit au cœur de plusieurs débats entre les démographes et autres spécialistes s'intéressant aux déterminants de la fécondité. Ces débats portent notamment sur le lien entre la fréquence des troisièmes naissances et le milieu social et/ou le niveau d'instruction des parents (Kravdal, 1992a; Hoem, 1996; Toulemon, 1995; Ekert-Jaffé *et al.*, 2002), leur activité (Wright *et al.*, 1988; Hoem et Hoem, 1989; Kravdal, 1992b; Corman, 2000), leur remise en couple après une rupture d'union (Vikat *et al.*, 1999), ou le sexe des deux premiers enfants (Pollard et Morgan, 2002). Par ailleurs, cette recherche est l'occasion de s'interroger sur l'efficacité de la politique familiale française qui encourage plus particulièrement les naissances des rangs trois et plus, en offrant des prestations plus importantes et des avantages spécifiques aux familles nombreuses.

Après avoir rappelé les principales mesures de la politique familiale française spécifiques aux familles de trois enfants ou plus, nous chercherons d'abord à apporter des éléments au débat sur l'efficacité de ce ciblage en comparant d'une part la situation française à celle de quelques pays européens, et en observant d'autre part l'évolution de la fréquence du passage du deuxième au troisième enfant depuis les années 1970. Puis nous analyserons les caractéristiques des femmes et des hommes ayant un troisième enfant en les comparant à ceux qui n'ont pas agrandi leur famille après une deuxième naissance, afin de mettre en évidence les facteurs associés à la naissance d'un troisième enfant.

L'enquête Étude de l'histoire familiale (EHF) de 1999 est la source principalement utilisée dans notre étude. Sa taille constitue un premier avantage indéniable, les effectifs étant suffisamment importants pour permettre d'observer des sous-populations (tableau A en annexe). De plus, cette enquête contient les principales variables socio-économiques généralement retenues comme déterminants de la fécondité (niveau de diplôme, groupe social, nationalité, etc.).

I. Le soutien spécifique de la politique familiale française au troisième enfant est-il efficace ?

1. Les mesures en faveur des familles ayant au moins trois enfants

La politique familiale française a toujours cherché à favoriser les naissances de rang 3 ou plus, en apportant un soutien plus important aux familles ayant au moins trois enfants. Ainsi, depuis leur création, les allo-

cations familiales ne sont versées qu'à partir du deuxième enfant, et leur montant est majoré pour le troisième enfant et les suivants : en 1946, chaque enfant de rang 3 ou plus donnait droit à une allocation mensuelle supérieure de moitié à celle versée pour l'enfant de rang 2⁽¹⁾. Par la suite, les taux des allocations ont plusieurs fois été modifiés, le plus souvent dans le sens d'une revalorisation préférentielle pour les enfants de rang trois ou plus : en 1970, l'écart entre les allocations dues pour le deuxième enfant et le troisième (et le quatrième) a ainsi été porté à 68 %.

Mais le ciblage de la politique familiale sur le troisième enfant n'a jamais été aussi explicite qu'à la fin du septennat de Valéry Giscard d'Estaing :

- L'année 1978⁽²⁾ a vu la création du complément familial accordé, sous condition de ressources, aux familles ayant un enfant de moins de trois ans et aux familles de trois enfants ou plus. Cette nouvelle allocation, plus généreuse que celles qu'elle remplace⁽³⁾, touche plus de familles à revenu moyen, du fait du relèvement du plafond de ressources.
- L'année 1979 a connu l'annonce de trois mesures phares : pour les enfants nés à partir de juillet 1980, l'allocation perçue à la naissance a été fortement majorée pour le troisième enfant et les suivants, et fixée au seuil symbolique de 10 000 francs⁽⁴⁾; le congé de maternité de leur mère a été porté de 16 à 26 semaines; à partir de la déclaration des revenus de 1980, le troisième enfant à charge compte pour une part (au lieu d'une demi-part précédemment) dans le calcul du quotient familial⁽⁵⁾.
- Enfin, l'écart entre les allocations familiales versées pour le deuxième et le troisième enfant a été accentué à nouveau à deux reprises, en 1979 et en 1980, et porté à 83 %. En revanche, les allocations dues pour le quatrième enfant et les suivants sont devenues légèrement inférieures à celles attribuées pour le troisième enfant⁽⁶⁾.

Cependant, la nouvelle majorité arrivée au pouvoir en mai 1981 va très vite revenir sur cette politique fortement différentielle. Dès 1982, les allocations familiales versées pour le deuxième enfant sont fortement augmentées, tandis que celles qui sont servies pour le troisième sont dimi-

⁽¹⁾ En 1946, le taux est de 20 % de la « BMAF » (base mensuelle forfaitaire, servant de base au calcul de différentes prestations) pour le deuxième enfant, et de 30 % de la BMAF pour le troisième, soit 50 % de plus. On trouvera dans Laroque (1985) et CNAF (2005) une présentation de la politique familiale française de 1945 à nos jours.

⁽²⁾ Loi du 12 juillet 1977.

⁽³⁾ Le complément familial a remplacé l'allocation de salaire unique (ou allocation de mère au foyer) et les allocations pour frais de garde créées en 1972.

⁽⁴⁾ On parle alors du « million Giscard » car 10 000 francs = 1 million d'anciens francs. 10 000 francs de 1980 équivalent en termes de pouvoir d'achat à 3 590 euros de 2004.

⁽⁵⁾ Depuis 1986, tous les enfants à charge à partir du troisième comptent pour une part.

⁽⁶⁾ Les allocations sont alors fixées à 23 % de la base mensuelle pour le deuxième enfant, à 42 % pour le troisième et à 39,5 % pour chacun des suivants.

nuées, ce qui réduit considérablement l'écart, qui s'établit alors à 25 % pour tous les enfants à charge à partir du troisième⁽⁷⁾. Par ailleurs, les avantages fiscaux procurés par le quotient familial sont plafonnés. Enfin, la majoration de l'allocation de naissance pour les enfants de rang trois ou plus est diminuée de moitié en 1983 avant d'être totalement supprimée en 1985⁽⁸⁾.

Ainsi, en quelques années, les « avantages » réservés au troisième enfant se sont beaucoup réduits. Néanmoins, la création en 1985 de l'allocation parentale d'éducation (APE) servie au père ou à la mère qui interrompt ou réduit son activité professionnelle à l'occasion d'une troisième naissance peut être à nouveau considérée comme un encouragement spécifique au troisième enfant ; mais l'extension de cette allocation aux parents de deux enfants depuis 1994 n'en fait plus aujourd'hui une mesure ciblée sur le troisième enfant. En somme, si la période 1978-1982 peut être considérée comme la plus ouvertement incitative à l'arrivée d'un troisième enfant, on peut considérer qu'il en est de même de la période 1985-1994, qui a vu la création de l'APE en 1985 et son amélioration en 1986 et 1987⁽⁹⁾, avant que cette allocation soit étendue aux parents de deux enfants en 1994.

Aujourd'hui, il subsiste encore trois mesures de politique familiale qui s'adressent plus spécifiquement aux familles ayant au moins trois enfants à charge :

- le différentiel d'allocations familiales, qui n'est plus que de 28 % et n'avantage plus le troisième enfant par rapport aux enfants des rangs suivants ;
- le complément familial, qui continue à être versé à de nombreuses familles ayant au moins trois enfants à charge et dont les revenus sont faibles ou moyens⁽¹⁰⁾ ;
- dans le domaine fiscal, la part de quotient familial pour chaque enfant à charge à partir du troisième ; cet « avantage » concerne essentiellement des familles imposables, mais permet aussi à des familles ayant des revenus moyens de ne pas être imposables⁽¹¹⁾.

⁽⁷⁾ Les allocations versées pour le deuxième enfant sont alors portées à 32 % de la base mensuelle, celles pour le troisième (et les suivants) à 40 % de cette base. Une seule revalorisation de ces taux est intervenue depuis : en 1986, le taux a été porté à 41 % de la BMAF pour le 3^e enfant et les suivants, portant ainsi l'écart à 28 %.

⁽⁸⁾ Cette suppression avait été annoncée dès 1982 dans le projet de loi portant réforme des prestations familiales adopté par le Conseil des ministres du 21 avril 1982 (Laroque, 1985, p. 284).

⁽⁹⁾ Initialement prévue pour une durée maximale de 24 mois, l'allocation était d'un montant assez faible et les conditions pour en bénéficier étaient assez strictes (justifier de deux ans d'activité dans les trente mois précédents). Le montant de l'allocation a été revalorisé progressivement, les conditions d'activité antérieure assouplies, et la durée de versement allongée jusqu'aux trois ans de l'enfant. De fait, seules 27000 familles en ont bénéficié en 1986, puis le nombre de bénéficiaires a augmenté rapidement, atteignant 162000 en 1987 et 186000 en 1988 et 1989 (CNAF, 2005).

⁽¹⁰⁾ Depuis 1990, le nombre de bénéficiaires du complément familial (réservé depuis 1986 aux seules familles de trois enfants ou plus) varie autour de 900000.

Il existe par ailleurs depuis 1921 une autre mesure concernant les familles de trois enfants ou plus : la carte « famille nombreuse » de la SNCF, délivrée à tous les membres de la famille sur présentation du livret de famille, et qui ouvre droit à une réduction d'au moins 30 %⁽¹²⁾ sur les trajets en train ; la présentation de cette carte peut ouvrir droit à d'autres réductions (50 % sur le métro à Paris, tarifs réduits dans les musées, les cinémas, etc.).

2. Une importante contribution des familles nombreuses aux différences de fécondité d'un pays à l'autre

Le tableau 1 présente la fécondité par rang de naissance des femmes appartenant à la génération 1960 dans les onze pays d'Europe occidentale pour lesquels ces données sont disponibles. Ces pays ont été classés selon le niveau de la descendance finale, niveau qui apparaît davantage lié à l'importance numérique des troisièmes naissances et des suivantes qu'à celle des naissances des rangs un et deux.

TABLEAU 1. – DESCENDANCE FINALE DE LA GÉNÉRATION 1960 ET RÉPARTITION SELON LE RANG DE NAISSANCE DANS ONZE PAYS D'EUROPE OCCIDENTALE (NOMBRE D'ENFANTS PAR FEMME)

	Descendance finale	Rang 1	Rang 2	Rang 1 + rang 2	Rang 3	Rang 4 ou plus	Rang 3 ou plus	Part des naissances de rang 3 ou plus (%)
France	2,12	0,90	0,72	1,62	0,32	0,18	0,50	23,6
Norvège	2,09	0,88	0,74	1,62	0,35	0,13	0,47	22,6
Suède	2,04	0,87	0,72	1,59	0,31	0,14	0,45	22,2
Angleterre et pays de Galles	1,98	0,81	0,70	1,51	0,31	0,16	0,47	23,7
Finlande	1,97	0,83	0,67	1,50	0,31	0,16	0,47	23,7
Grèce	1,93	0,89	0,73	1,63	0,21	0,09	0,30	15,5
Danemark	1,90	0,88	0,69	1,57	0,26	0,07	0,33	17,4
Pays-Bas	1,85	0,82	0,67	1,49	0,25	0,11	0,36	19,4
Autriche ⁽¹⁾	1,77	0,84	0,61	1,45	0,23	0,10	0,33	18,4
Espagne	1,76	0,90	0,64	1,54	0,17	0,06	0,22	12,7
Italie	1,66	0,85	0,60	1,45	0,15	0,06	0,21	12,6
Différence entre la France et l'Italie	0,46	0,05	0,12	0,17	0,17	0,12	0,29	64,2
$r_s^{(2)}$				0,48			0,83	0,61

(1) Générations 1956-1960.
(2) Coefficient de corrélation des rangs de Spearman.
Sources : Angleterre-pays de Galles, Autriche, Danemark, Finlande et Norvège : calculs et estimations d'après les statistiques nationales ; France : enquête EHF 1999 ; autres pays : Frejka et Sardon (2004).

(11) Un couple marié avec trois enfants à charge ayant un revenu net mensuel de 2500 euros n'est pas imposable du fait du troisième enfant : le même couple avec 2 enfants paierait 480 euros d'impôt. De plus, le fait d'être non imposable donne droit à des prestations servies par les collectivités locales et à des réductions de tarifs sur certains services.

(12) Le taux de réduction dépend du nombre d'enfants : 30 % pour 3 enfants, 40 % pour 4 enfants, 50 % pour 5 enfants et 75 % pour 6 enfants ou plus.

Ainsi c'est bien en France, où la descendance est la plus élevée⁽¹³⁾ (2,12 enfants par femme), que l'apport des naissances de rang 3 ou plus est le plus important (0,5 enfant par femme), et en Italie que ces deux valeurs sont les plus faibles (respectivement 1,66 et 0,21) ; de plus, le classement des pays suivant le niveau des descendance de rang élevé suit presque fidèlement le même ordre que celui des descendance finale, ce qui est nettement moins vrai pour la somme des descendance de rang 1 et 2. Par exemple, le classement de l'Espagne, du Danemark et de la Grèce selon leur descendance finale ne reflète pas celui des descendance des deux premiers rangs. Dans ces trois pays, l'infécondité est assez faible, et les mères ont très majoritairement eu un deuxième enfant, (71 % en Espagne, 79 % au Danemark et 82 % en Grèce). Mais ensuite, peu d'entre elles ont souhaité agrandir leur famille⁽¹⁴⁾ et les descendance des rangs suivants sont assez faibles, ce qui explique que la descendance finale soit relativement basse. Inversement, si l'Angleterre-pays de Galles et la Finlande parviennent à des descendance finale proches de deux enfants par femme, malgré une descendance des deux premiers rangs relativement faible (respectivement 1,51 et 1,50 enfant par femme), c'est grâce à une descendance de rang 3 ou plus parmi les plus élevées (0,47). Un niveau élevé d'infécondité (19 % des femmes en Angleterre et 17 % en Finlande) est en partie compensé par une fréquence non négligeable de familles de trois enfants ou plus : une sorte de « spécialisation » des femmes conduit certaines à renoncer à la maternité tandis que d'autres ont une descendance nombreuse (Ekert-Jaffé *et al.*, 2002).

Ainsi, l'importance de la descendance des rangs trois et plus apparaît assez déterminante pour le niveau de la descendance finale : pour les onze pays observés, ces deux variables sont en étroite corrélation ($r_s = 0,83$), et dans ce qui sépare le niveau de la descendance en France (2,12 enfants par femme) et en Italie (1,66), près des deux tiers sont imputables aux naissances de rang trois ou plus (0,29/0,46).

Si l'un des objectifs de la politique familiale est bien de soutenir le niveau de la fécondité, il semble donc cohérent d'encourager les naissances de rang trois ou plus. Remarquons néanmoins que la Norvège, la Suède, l'Angleterre et la Finlande parviennent à des niveaux proches de la France, pour ces naissances de rang trois ou plus, sans avoir mis en place de politique particulièrement ciblée⁽¹⁵⁾. Mais on peut se demander si, sans cet encouragement, ces naissances seraient aussi fréquentes en France.

⁽¹³⁾ Nous ne disposons pas de données sur l'Irlande, où la descendance est plus élevée qu'en France (2,41 enfants par femme) mais il est certain que la descendance de rang 3 ou plus y dépasse celle de la France.

⁽¹⁴⁾ La Grèce se révèle ainsi le pays où les familles de deux enfants sont les plus répandues : plus de la moitié (52 %) des femmes nées en 1960 ont mis au monde exactement deux enfants. Cette prépondérance des familles de deux enfants est également forte en Europe de l'Est, bien que ce modèle tende à s'affaiblir aujourd'hui, en raison d'une chute rapide de la fécondité.

⁽¹⁵⁾ Pour une comparaison des politiques familiales en Europe, voir Gauthier (2002) et Math (2005).

3. Ces mesures ont-elles été efficaces ?

Pour essayer de juger de l'efficacité des mesures spécifiques d'encouragement aux troisièmes naissances au cours des périodes 1978-1982 et 1985-1994, nous observerons l'évolution de la probabilité d'agrandissement chez les mères de deux enfants (A_2) depuis les années 1970, et la comparerons à celle des mères ayant un enfant (A_1) (figure 1). Chaque probabilité est représentée par deux courbes : en traits fins, les indicateurs annuels a_2 et a_1 , qui sont la somme des taux de fécondité de rang 3 (respectivement de rang 2), selon la durée écoulée depuis la naissance de rang 2 (de rang 1)⁽¹⁶⁾; en traits épais, les indicateurs A_2 et A_1 dans les cohortes de parité, c'est-à-dire la proportion de femmes ayant eu un troisième enfant (respectivement un deuxième) parmi celles ayant eu un deuxième enfant (un premier) une année donnée – ou encore cohortes de parité 2 (parité 1). Pour pouvoir être représentés sur le même graphique, les indicateurs des cohortes de parité ont été décalés de 4 ans (ou 3,5 ans), ce qui représente approximativement l'intervalle moyen entre les naissances de rang 2 et 3 (rang 1 et 2), dans les cohortes 1975-1985⁽¹⁷⁾.

L'évolution de l'indicateur A_2 dans les cohortes retrace celle de la fréquence (ou intensité) de passage au troisième enfant parmi les mères de deux enfants, et la confrontation de cette évolution avec celle de l'indicateur annuel a_2 met en évidence les changements du calendrier : chaque fois que l'indicateur annuel est inférieur à celui des cohortes, cela traduit un retard du calendrier, donc un allongement de l'intervalle entre le deuxième et le troisième enfant, et inversement, lorsque a_2 est supérieur à A_2 , c'est le signe que cet intervalle se raccourcit⁽¹⁸⁾. Depuis les années 1970, les périodes de retard du calendrier ont été beaucoup plus longues que celles de raccourcissement : seules la période 1980-1982 et, dans une moindre mesure, les années 1989-1990, interrompent de façon passagère la tendance à l'allongement de l'intervalle entre la deuxième et la troisième naissance.

Cet allongement est particulièrement important entre 1973 et 1979, et il s'accompagne d'une chute rapide de la fréquence de passage du deuxième au troisième enfant : en peu de temps, la probabilité A_2 tombe de 57 % (cohorte 1966) à 46 % (cohorte 1973). Le début du redressement

⁽¹⁶⁾ Pour ne pas surcharger le graphique, nous n'avons pas représenté ici les indicateurs annuels résultant de la synthèse des quotients (ou probabilités) selon la durée écoulée depuis la naissance précédente ; ces indicateurs annuels (qui ont déjà été publiés dans Toulemon et Mazuy, 2001, figure 10) évoluent exactement dans le même sens que la somme des taux, mais l'ampleur des variations est légèrement moindre, en particulier pour a_1 .

⁽¹⁷⁾ L'intervalle entre la deuxième et la troisième naissance était de 3,3 ans parmi les cohortes de femmes ayant eu un deuxième enfant entre 1965 et 1968 ; il augmente ensuite très vite, et oscille entre 4 et 4,3 ans à partir de la cohorte 1973. Pour l'intervalle entre la première et la deuxième naissance, l'évolution est assez semblable, mais l'intervalle moyen passe de 3,2 ans à 3,7-3,9 ans.

⁽¹⁸⁾ En théorie, cette relation n'est rigoureusement vérifiée que si le calendrier évolue linéairement et si l'intensité ne change pas ou évolue linéairement.

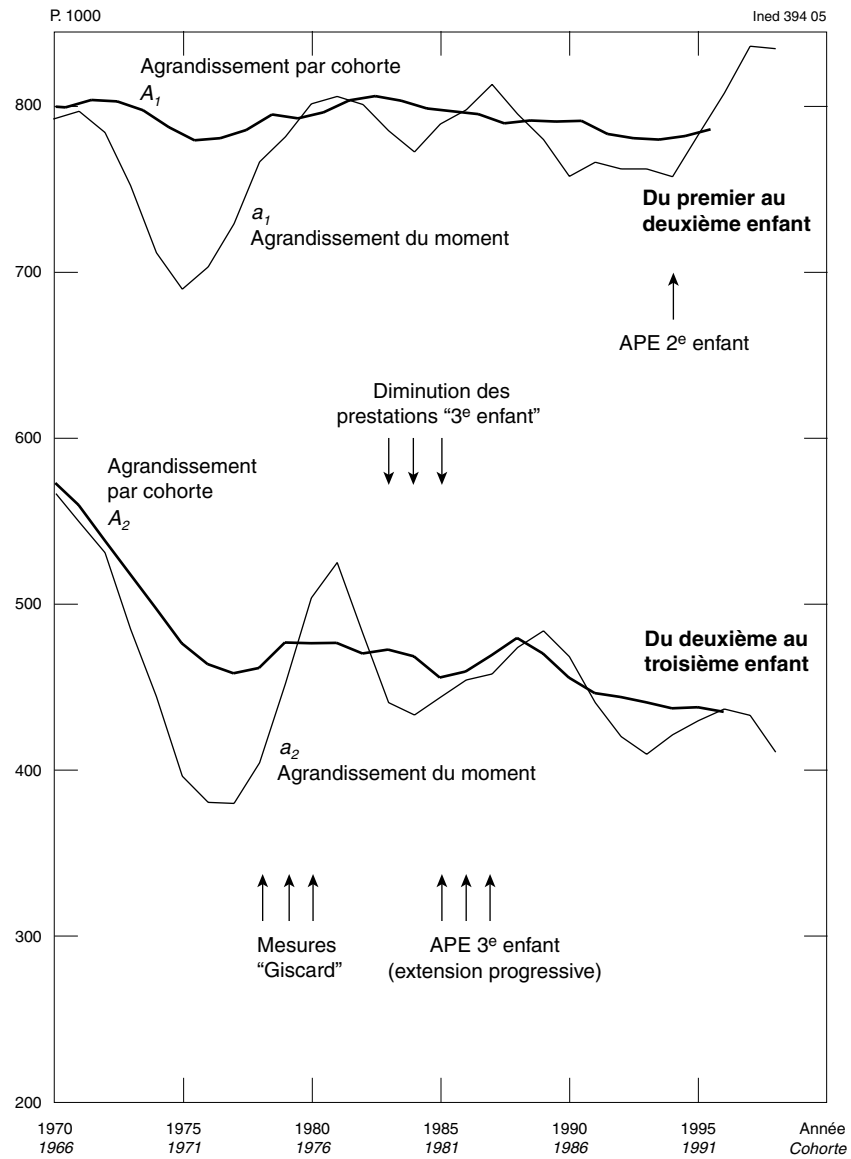


Figure 1.- Évolution des probabilités d'agrandissement de un à deux enfants et de deux à trois enfants depuis 1970. Probabilités d'agrandissement du moment (a_1 et a_2) et dans les cohortes de parité (A_1 et A_2)

Source : calculs et estimations d'après l'enquête EHF 1999.

de l'indicateur annuel a_2 et la mise en place de la politique familiale d'encouragement à la troisième naissance sont concomitants ; cette politique semble bien produire des effets car a_2 se redresse de façon spectaculaire entre 1978 et 1981 (de 40 % à 52 %), tandis que l'intervalle intergénéral se raccourcit temporairement, et que la probabilité A_2 se relève à 47,6 % dans les cohortes 1975 à 1977. Au cours des années 1983-1985, où le ciblage de la politique familiale est considérablement atténué, l'intervalle recommence à s'allonger et A_2 à baisser. Puis la mise en place progressive du congé parental d'éducation semble avoir stimulé les troisièmes naissances une deuxième fois : A_2 se redresse dans les cohortes 1983-1984, et l'intervalle entre naissances se réduit à nouveau passagèrement. Ensuite, l'allongement du calendrier reprend, tandis que A_2 retombe rapidement : la probabilité d'agrandissement devient inférieure à 45 % dès la cohorte 1987, puis diminue plus lentement pour s'établir légèrement en dessous de 44 % dans les cohortes 1990-1992⁽¹⁹⁾.

Finalement, les deux périodes de ciblage de la politique familiale sur les troisièmes naissances semblent bien avoir eu un effet, en redressant par deux fois la probabilité A_2 dans les cohortes. De plus, avec la disparition de cette incitation explicite à la troisième naissance, la baisse de cette probabilité a repris. Mais avant de conclure à une efficacité de la politique du troisième enfant, il faut s'assurer que ces tendances sont propres aux troisièmes naissances.

La comparaison de l'évolution de la probabilité d'agrandissement après la naissance d'un deuxième enfant avec celle de la probabilité d'agrandissement après un premier enfant nous amène à nuancer cette conclusion, car on y relève quelques similitudes (figure 1). Malgré quelques décalages d'un ou deux ans parfois, les indicateurs annuels d'agrandissement après un premier enfant (a_1) et après un deuxième enfant (a_2) évoluent très souvent dans le même sens, ce qui prouve que les périodes favorables ou défavorables à l'agrandissement des familles sont généralement les mêmes, quelle que soit la descendance déjà atteinte. Mais le ciblage de la politique sur le troisième enfant semble toutefois bien avoir eu un effet spécifique sur a_2 , car ses variations sont beaucoup plus fortes que celles de a_1 au cours de la période 1979-1983. Ainsi, à cette époque, seul l'intervalle entre la deuxième et la troisième naissance se raccourcit temporairement, alors que l'allongement de l'intervalle entre la première et la deuxième naissance marque seulement une pause. Autre point de divergence : la deuxième période de redressement de a_1 dure moins longtemps (entre 1984 et 1987) que celle de a_2 (1984-1989), et l'on peut y voir l'effet probable de la mise en place de l'APE. L'extension de cette prestation aux enfants de rang 2 apporte quant à elle un soutien très net à l'indicateur annuel d'agrandissement après un premier enfant a_1 , qui

⁽¹⁹⁾ L'estimation des naissances non observées est basée sur une stabilité des probabilités d'avoir un troisième enfant aux longs intervalles intergénéraliques.

s'est beaucoup redressé depuis 1994⁽²⁰⁾, contrairement à a_2 . Enfin, pour ce qui est de l'évolution comparée des probabilités d'agrandissement dans les cohortes, les variations de A_1 sont lentes et de faible ampleur, fluctuant entre 78 % et 80 %, quand celles de A_2 se caractérisent par une tendance claire à la baisse, momentanément interrompue dans les quelques cohortes qui semblent avoir été sensibles à la politique d'encouragement au troisième enfant.

Si l'on suppose qu'en l'absence de ces mesures, A_2 aurait décliné régulièrement entre la cohorte 1973 (46 %) et la cohorte 1990 (44 %), cet effet peut être chiffré en moyenne à 1,5 point de pourcentage pour toutes les cohortes intermédiaires ; il s'agit cependant d'un minimum, car on ne doit pas écarter la possibilité d'une chute plus forte de A_2 si tout soutien aux familles de trois enfants avait été supprimé.

En somme, s'il est très probable que ces deux périodes de ciblage de la politique familiale ont eu une influence sur la fréquence de passage du deuxième au troisième enfant, cet effet est faible et difficile à quantifier, faute de pouvoir observer ce qui se serait passé en l'absence de ces mesures. Quant à chiffrer l'effet du maintien d'un certain nombre de dispositions spécifiques envers les familles de trois enfants ou plus, c'est encore plus difficile. En revanche, les effets de calendrier sont plus faciles à mettre en évidence.

Par ailleurs, on peut faire l'hypothèse d'un effet de « contagion » des mesures favorables au troisième enfant, et de la communication qui les accompagne, sur les naissances des autres rangs, comme le suggère l'évolution comparée des probabilités annuelles a_1 et a_2 .

II. Quels sont les hommes et les femmes qui ont un troisième enfant ?

Afin de pouvoir observer les cohortes les plus récentes possibles au moment de l'enquête effectuée en 1999, nous nous en tiendrons aux naissances survenant dans les onze années qui suivent la deuxième naissance. Bien qu'il puisse s'écouler parfois 12 à 15 ans entre la naissance d'un deuxième et celle d'un troisième enfant, ces cas sont plutôt rares et leur inclusion dans l'analyse ne changerait pas les caractéristiques mises en évidence⁽²¹⁾. La proportion d'hommes et de femmes ayant eu un troisième enfant au cours des onze années qui suivent la naissance de leur deuxième enfant sera donc notre mesure de l'intensité de A_2 .

⁽²⁰⁾ La mise en place de l'APE au rang 2 entraîne manifestement un raccourcissement de l'intervalle entre la première et la deuxième naissance (a_1 passe nettement au-dessus de A_1 dès 1996), et semble également soutenir l'intensité de la fécondité de rang 2, car selon nos projections, A_1 tend à se redresser légèrement à partir de la cohorte 1992. L'impact de cette allocation sur la fécondité a été analysé par Piketty (2005).

Nous observerons d'abord l'évolution de l'intensité et du calendrier de la probabilité d'agrandissement A_2 pour les hommes et pour les femmes. Nous montrerons que l'âge à la deuxième naissance et la durée de l'intervalle entre la première et la deuxième naissance déterminent de façon importante cette probabilité. Enfin, nous examinerons le rôle d'autres variables d'ordre familial, économique ou social : le sexe des deux premiers enfants, la nationalité, la taille de la fratrie d'origine, le niveau de diplôme, le milieu social, les trajectoires d'activité et d'union des personnes. Chaque fois que les comportements des hommes et des femmes diffèrent, les analyses seront menées séparément pour chacun des deux sexes. Dans une dernière partie, nous vérifierons, grâce à des modèles de régression logistique, si tous ces facteurs mis en évidence résistent à une analyse « toutes choses égales par ailleurs ».

1. Passer de deux à trois enfants : très peu de différences entre hommes et femmes

L'évolution de la proportion de pères et de mères de deux enfants ayant un troisième enfant dans les onze ans qui suivent une deuxième naissance est très semblable⁽²²⁾ à l'évolution de la probabilité d'agrandissement dans les cohortes A_2 analysée plus haut (figure 1) ; la figure annexe représente les valeurs de cette probabilité et de l'intervalle moyen entre la deuxième et la troisième naissance dans les cohortes d'hommes et de femmes de parité 2. Le tableau 2 résume ces informations en regroupant ces cohortes de parité par groupes de cinq années centrés sur des années « rondes » (1970, 1975, 1980 et 1985). Ce regroupement permet de disposer d'effectifs suffisants (tableau A en annexe) pour l'analyse mais il gomme les variations d'intensité et de calendrier des cohortes annuelles (tableau 2), et notamment les petits effets des mesures d'encouragement à la troisième naissance sur des cohortes spécifiques. C'est ainsi qu'après une baisse entre les cohortes dénommées 1970 et 1975 (soit respectivement les cohortes 1967-1972 et 1973-1977), la probabilité d'agrandissement se révèle finalement assez stable dans les trois groupes suivants de cohortes, autour de 44,5 % pour les femmes, et très légèrement au-dessus pour les hommes (45 %). Quant à l'intervalle moyen entre ces deux naissances, il se stabilise lui aussi, autour de 4 ans, après une augmentation importante entre les deux premiers groupes de cohortes.

⁽²¹⁾ Dans les cohortes de femmes ayant eu leur deuxième enfant entre 1970 et 1983 (dernière cohorte observée sur la période des 15 années précédant l'enquête), seuls environ 3 % des troisièmes enfants sont nés 12 à 15 ans après le deuxième, et la contribution de ces naissances à la probabilité d'agrandissement est inférieure à 1,5 enfant pour 100 femmes. Cela explique que les valeurs de A_2 du tableau 2 soient légèrement inférieures à celles de la figure 1.

⁽²²⁾ Du fait des recompositions familiales, les enfants n'ont pas toujours le même rang dans la lignée paternelle et dans la lignée maternelle. Néanmoins, les écarts entre hommes et femmes peuvent aussi provenir de la plus ou moins grande fiabilité des réponses données par les hommes et par les femmes à l'enquête, ou d'une différence de représentativité des échantillons masculin et féminin.

TABLEAU 2. – PROBABILITÉ D'AVOIR UN TROISIÈME ENFANT DANS LES 11 ANNÉES QUI SUIVENT UNE NAISSANCE DE RANG 2 ET INTERVALLE MOYEN ENTRE LE DEUXIÈME ET LE TROISIÈME ENFANT

	Années de naissance du deuxième enfant (cohorte)			
	1968-1972 (1970)	1973-1977 (1975)	1978-1982 (1980)	1983-1987 (1985)
% ayant un troisième enfant				
Femmes	47,9	44,8	44,4	44,5
Hommes	47,6	44,9	45,5	44,8
Durée moyenne écoulée entre les naissances de rang 2 et 3 (en années)				
Femmes	3,4	4,0	3,9	4,0
Hommes	3,4	4,0	4,0	4,0

Source : enquête EHF 1999.

La figure 2 illustre la façon dont la descendance de rang trois se constitue en fonction de la durée écoulée depuis la naissance du deuxième enfant. C'est toujours au cours de la deuxième année qui suit celle-ci que les troisièmes naissances sont les plus nombreuses, mais la fréquence des naissances rapprochées (un et deux ans après le deuxième enfant) a beaucoup diminué depuis la cohorte 1970 (figure 2a); l'augmentation des naissances survenant après des intervalles plus longs (4 ans et plus) n'a pas compensé totalement ce déficit, ce qui a entraîné une première baisse de la probabilité d'agrandissement (figure 2b). L'intensité s'est ensuite stabilisée dans les cohortes 1975 à 1985, avec une distribution des naissances par durée écoulée depuis la naissance précédente relativement stable (tableau 2).

La cohorte 1990 peut être observée pendant sept ans. On voit que la faiblesse de la fécondité aux premières durées n'a pas été compensée par une fréquence particulièrement forte de naissances après 4 à 6 ans (figure 2a). Six ans après leur deuxième enfant, seuls 34,4 % des pères et mères ont eu un troisième enfant, au lieu de 37,5 % environ dans les cohortes précédentes (figure 2b). Il est donc quasiment certain que la fréquence de passage du deuxième au troisième enfant baissera dans cette cohorte, l'augmentation requise de la fécondité aux durées élevées étant improbable (figure 2a).

2. *L'importance de l'âge aux deux premières naissances et de l'intervalle entre ces deux naissances*

Parmi toutes les variables qui sont liées à la probabilité d'avoir un troisième enfant, l'âge aux deux premières naissances et l'espacement entre ces naissances tiennent un rôle primordial : les mères et pères les plus jeunes ou ayant eu leurs deux premiers enfants rapprochés ont une probabilité beaucoup plus forte d'avoir un troisième enfant que les parents

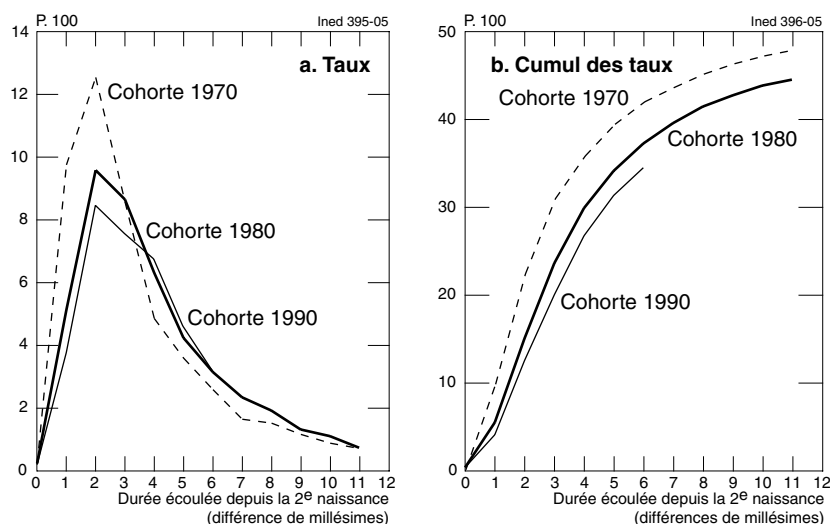


Figure 2. – Évolution de la fécondité de rang 3 dans les cohortes selon la durée écoulée depuis la naissance de rang 2

Champ : hommes et femmes

Source : enquête EHF, 1999.

plus âgés ou ceux dont les enfants ont un grand écart d'âge. Un intervalle court entre la première et la deuxième naissance et un âge précoce à la deuxième naissance ont souvent une cause commune : le désir d'avoir une descendance nombreuse.

Malgré l'augmentation de l'âge aux deux premières maternités (tableau 3), on constate que la probabilité d'agrandissement est restée stable dans les cohortes de parité 2 de 1975 à 1985 (tableau 2)⁽²³⁾. L'examen de l'évolution des comportements des hommes et des femmes par groupe d'âges permet de comprendre pourquoi.

Les conséquences du recul de l'âge à la deuxième naissance sur la fréquence de passage au troisième enfant A_2

Compte tenu de l'écart d'âge entre conjoints, l'âge des mères à la deuxième naissance est inférieur de deux ou trois ans en moyenne à celui des pères, et l'âge des pères est plus variable que celui des mères⁽²⁴⁾. Le relèvement de l'âge à la maternité et à la paternité se traduit par une augmentation rapide de la proportion de pères âgés d'au moins 40 ans à la

⁽²³⁾ Toulemon et Mazuy (2001) ont également fait ce constat (voir figure annexe II de leur article).

⁽²⁴⁾ Les écarts-types sont respectivement de 5,22 et 5,62 ans dans les cohortes 1975 et 1995 pour les hommes contre 4,05 et 4,2 ans pour les femmes.

deuxième naissance, et une raréfaction des pères de moins de 25 ans (tableau B en annexe). Pour les mères, les deuxièmes naissances après 40 ans sont en hausse, mais encore négligeables en proportion. Pour les deux sexes, l'âge moyen à la naissance du deuxième enfant augmente très fortement entre 1975 et 1995 (+ 3,2 ans pour les hommes et + 3,1 ans pour les femmes); cette augmentation résulte à la fois de celles de l'âge à la naissance du premier enfant et de la durée écoulée entre la première et la deuxième naissance. La première des composantes explique près de 80 % du recul de l'âge moyen à la deuxième naissance entre 1975 et 1995 et plus de 90 % sur la période 1985-1995 (tableau 3).

Quelle que soit la cohorte, plus la deuxième naissance est tardive, plus la probabilité d'avoir un troisième enfant est faible (figure 3). L'effet de l'âge est particulièrement fort pour les femmes : leur probabilité d'avoir un troisième enfant est comprise entre 60 % et 70 % lorsqu'elles ont eu leur deuxième enfant avant 25 ans, contre seulement 10 % à 20 % lorsqu'elles l'ont eu entre 35 ans et 45 ans. Pour les hommes, l'effet de l'âge est également notable jusqu'à 35 ans, en particulier dans la cohorte 1985 ; au-delà, l'avancement en âge ne diminue pas sensiblement la probabilité d'avoir un troisième enfant.

Entre les cohortes masculines 1975 et 1985, la probabilité d'avoir un troisième enfant a augmenté à tous les âges à la deuxième naissance, sauf à 30-34 ans où elle est restée stable (figure 3) ; pour les femmes, cette hausse s'observe uniquement en dessous de 35 ans, les probabilités des mères âgées de plus de 35 ans ayant au contraire très légèrement diminué. Dans les groupes d'âges les plus jeunes, cette évolution s'explique par un effet de sélection : les hommes et les femmes ayant des enfants très jeunes ont un profil particulier (milieu social, niveau de diplôme, nationalité,

TABLEAU 3. – ÉVOLUTION DE L'ÂGE MOYEN À LA DEUXIÈME NAISSANCE
ET DE SES COMPOSANTES, DANS LES COHORTES D'HOMMES
ET DE FEMMES AYANT EU LEUR DEUXIÈME ENFANT DE 1975 À 1995 (EN ANNÉES)

Cohorte	Hommes			Femmes		
	Âge moyen à la première naissance	Intervalle moyen entre la première et la deuxième naissance	Âge moyen à la deuxième naissance	Âge moyen à la première naissance	Intervalle moyen entre la première et la deuxième naissance	Âge moyen à la deuxième naissance
1975	25,4	3,4	28,8	23,0	3,4	26,4
1985	26,6	4,0	30,6	23,9	3,9	27,8
1995	28,0	4,0	32,0	25,5	4,0	29,5
Écart 1975-1985	+1,2	+0,6	+1,8	+0,9	+0,5	+1,4
Écart 1985-1995	+1,4	+0,0	+1,4	+1,6	+0,1	+1,7
Écart total	+2,6	+0,6	+3,2	+2,5	+0,6	+3,1

Source : enquête EHF, 1999.

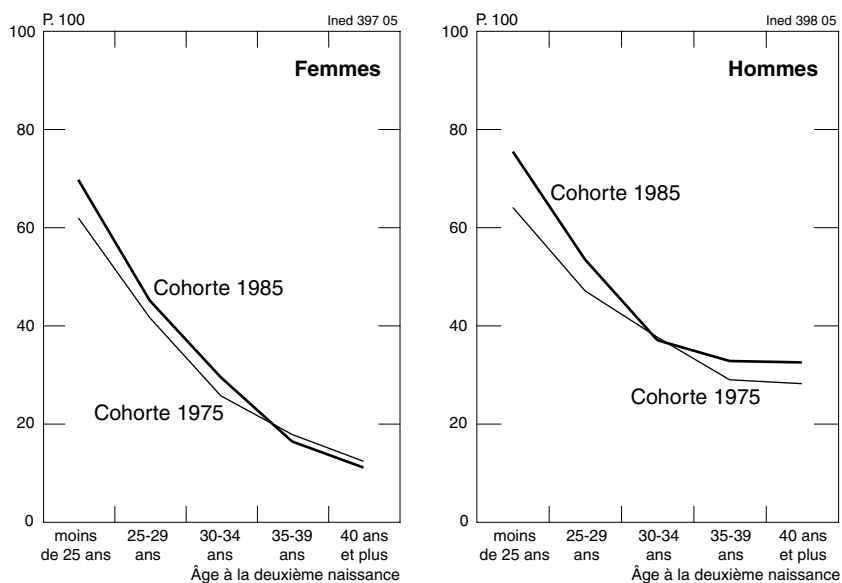


Figure 3. – Probabilité A_2 d'avoir un troisième enfant dans les cohortes de parité 2 selon l'âge à la deuxième naissance, cohortes 1975 et 1985

Source : enquête EHF, 1999.

etc.) et sont de plus en plus sélectionnés parmi ceux qui auront une famille nombreuse. Dans les groupes d'âges intermédiaires, il s'agit d'une sorte de « translation » des comportements, qui correspond au décalage des calendriers familiaux : par exemple, si l'âge à la deuxième naissance a augmenté de deux ans, les femmes ayant eu un deuxième enfant à 28 ans en 1985 se comportent comme celles qui l'avaient eu à 26 ans en 1975. Pour les plus âgés, cette « translation » semble bien se produire chez les hommes, mais pas chez les femmes : leurs chances d'avoir un troisième enfant demeurent faibles lorsqu'elles ont un deuxième enfant après 35 ans⁽²⁵⁾, probablement en raison de la progression de l'hypofertilité et de la stérilité avec l'âge, mais peut-être aussi parce que le désir d'agrandir sa famille après un deuxième enfant demeure très lié à l'âge⁽²⁶⁾.

⁽²⁵⁾ Pour les femmes âgées de 35-39 ans à la deuxième naissance, cette légère baisse de la probabilité d'agrandissement s'est accompagnée d'une augmentation de l'intervalle moyen entre la deuxième et la troisième naissance. Néanmoins, quelle que soit la cohorte, au-delà de 25-29 ans, cet intervalle est d'autant plus faible que la mère (ou le père) est âgé(e) à la deuxième naissance. Les femmes et les hommes ayant un deuxième enfant après 30 ans sont donc moins nombreux à agrandir leur famille, mais l'espacement entre les naissances est alors plus court.

⁽²⁶⁾ L'augmentation des risques de malformation de l'enfant avec l'âge de la mère est aujourd'hui bien connue.

TABLEAU 4. – ESTIMATION DE LA PROBABILITÉ D'AGRANDISSEMENT A_2
DANS LES COHORTES DE MÈRES AYANT EU UN DEUXIÈME ENFANT
EN 1975, 1985 ET 1995 SUIVANT DIFFÉRENTES HYPOTHÈSES DE COMPORTEMENT

Hypothèse de comportement (A_2 par groupe d'âges)	Année de naissance du deuxième enfant		
	1975	1985	1995
Comportement 1975	44,8 %	40,2 %	35,0 %
Comportement 1985	49,8 %	44,5 %	38,5 %
Hypothèse haute ⁽¹⁾			43,0 %

Note : les chiffres observés sont indiqués en caractères gras ; les estimations correspondant aux différentes hypothèses sont indiquées en italique.
⁽¹⁾ En dessous de 35 ans, la hausse de A_2 observée entre 1975 et 1985 est prolongée ; au-delà de cet âge, A_2 est supposée retrouver le niveau observé en 1975.
Lecture : Parmi les femmes ayant eu un deuxième enfant en 1975, 44,8 % en ont eu un troisième. Compte tenu de l'évolution de l'âge à la naissance du deuxième enfant (vieillessement de la structure par âge), cette proportion serait tombée à 40,2 % dans la cohorte 1985 et à 35 % dans la cohorte 1995 si les probabilités d'agrandissement au sein de chaque groupe d'âges à la naissance du deuxième enfant étaient restées inchangées.
Source : calculs et estimations d'après l'enquête EHF 1999.

Ainsi, c'est parce que les probabilités d'agrandissement ont augmenté pour presque tous les âges à la deuxième naissance que l'élévation de l'âge à cette naissance n'a pas entraîné, jusqu'à présent, de baisse de la probabilité d'agrandissement dans les cohortes 1975 à 1985 : si les comportements par âge n'avaient pas changé, la probabilité A_2 serait tombée à 40,2 % dans la cohorte 1985 (tableau 4, première ligne), au lieu de 44,5 %.

Quelle pourrait alors être la probabilité d'agrandissement dans la cohorte 1995, compte tenu de la structure par âge des mères à la naissance du deuxième enfant dans cette cohorte, structure que nous connaissons déjà ? Si les comportements observés dans la cohorte 1985 ne changent pas, c'est-à-dire si au sein de chaque groupe d'âges à l'arrivée du deuxième enfant, la proportion de femmes ayant un troisième enfant est la même que celle observée dans la cohorte 1985 (figure 3a), la probabilité d'agrandissement tombera à 38,5 % compte tenu du vieillissement des mères à la deuxième naissance (tableau 4, deuxième ligne). Il est plus vraisemblable de supposer que les probabilités d'agrandissement selon l'âge à la naissance de rang 2 continueront à évoluer. Le scénario choisi ici consiste à prolonger aux jeunes âges (moins de 35 ans) l'augmentation des probabilités d'agrandissement observée entre 1975 et 1985 de manière linéaire et, aux âges auxquels cette probabilité avait légèrement baissé en 1985, à retenir la probabilité observée en 1975 (hypothèse haute figurant en dernière ligne du tableau 4). Les résultats prospectifs ainsi obtenus montrent que le vieillissement des cohortes devrait inévitablement entraîner une baisse de la proportion de femmes ayant au moins trois enfants (de 44,5 % dans la cohorte 1985 à 43 % au maximum dans la cohorte 1995, selon l'hypothèse haute).

*Intervalle entre la première et la deuxième naissance
et probabilité d'avoir un troisième enfant*

La probabilité d'avoir un troisième enfant est d'autant plus forte que la durée qui s'est écoulée entre les deux premières naissances est courte (figure 4). La durée 0 fait exception. Cette catégorie très particulière, qui représente environ 2 % des naissances de rang 2, est en majorité composée de jumeaux. Or, après un accouchement gémellaire, la probabilité d'avoir un troisième enfant est un peu plus faible (Pison et Couvert, 2004). La probabilité d'agrandissement est donc maximale (entre 60 % et 70 %) lorsque la naissance du deuxième enfant est survenue au cours de l'année qui suit celle du premier ; ensuite, plus l'écart d'âge entre les deux premiers enfants est grand, moins il est probable que naisse un troisième enfant. On sait en effet que dans les familles nombreuses, les intervalles entre naissances sont plus courts que dans les familles de dimension réduite (Desplanques, 1985 ; Lavertu, 1997).

D'une cohorte à l'autre, à tous les intervalles entre la première et la deuxième naissance, la probabilité d'avoir un troisième enfant a augmenté (figure 4) ; mais la probabilité d'ensemble est restée stable, car dans le même temps, l'intervalle entre les deux premières naissances s'est allongé (tableau 3 et tableau C en annexe). Les intervalles courts se sont raréfiés et sélectionnent de plus en plus les couples qui auront, à terme, une descendance nombreuse.

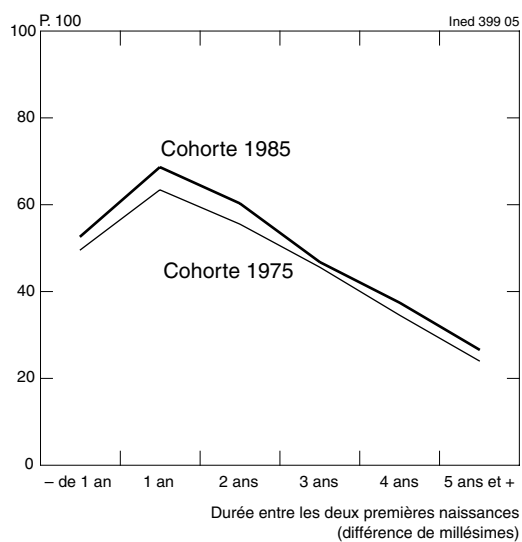


Figure 4. – Probabilité d'agrandissement A_2 dans les cohortes de femmes de parité 2 selon l'intervalle entre la première et la deuxième naissance

Source : enquête EHF, 1999.

3. Les autres caractéristiques qui sont liées à la fréquence des troisièmes naissances

Importance des caractéristiques familiales

La taille de la fratrie d'origine des parents est étroitement corrélée avec le niveau de la fécondité (Deville, 1979 ; Desplanques, 1985), aussi n'est-il pas surprenant que le passage au troisième enfant soit plus fréquent lorsque le père ou la mère est issu d'une famille nombreuse (tableau 5). Mais il n'y a pas de différence très marquée entre les comportements des hommes et des femmes qui sont des enfants uniques et ceux qui appartiennent à une fratrie de deux enfants, les premiers ayant même plus souvent tendance à agrandir leur famille. Ce n'est véritablement qu'à partir de l'appartenance à une fratrie de 3 ou 4 enfants que la probabilité augmente, et c'est uniquement pour les dimensions élevées (au moins 5 enfants) que le passage au troisième enfant devient plus fréquent que la moyenne.

La nationalité semble jouer un rôle beaucoup plus net : les hommes et les femmes ayant la nationalité d'un pays d'Afrique (du Maghreb ou d'Afrique sub-saharienne) ont nettement plus souvent un troisième enfant que les autres. Il est en effet peu probable que ces parents de nationalité étrangère, pour la plupart immigrants récents, se soient conformés au modèle européen de la famille de deux enfants, dimension assez rare dans les pays d'origine⁽²⁷⁾.

Les personnes de nationalité africaine ayant en général une fratrie nombreuse, si l'on croise la nationalité et la taille de la fratrie, on peut mieux observer le lien entre la taille de la fratrie d'origine et la probabilité d'agrandissement. Dans chaque groupe de nationalités (européennes/non européennes), les pères et les mères ont été regroupés selon qu'ils appartenaient à une fratrie relativement petite (un ou deux enfants pour les personnes de nationalité européenne, un à quatre pour les autres), moyenne (respectivement trois ou quatre enfants, et cinq à sept enfants), ou nombreuse (cinq ou plus/huit ou plus). Le lien entre ces deux variables apparaît ainsi très nettement pour les hommes et les femmes de nationalité européenne et, à nouveau, seuls ceux qui appartiennent aux familles les plus nombreuses (5 enfants ou plus) ont eu plus souvent un troisième enfant que la moyenne. Chez les étrangers non européens, la probabilité est toujours beaucoup plus forte et apparaît moins directement liée à la taille de la fratrie.

⁽²⁷⁾ Une partie de leurs enfants sont d'ailleurs nés au pays d'origine : l'enquête EHF interroge les personnes présentes en France en 1999 sur les enfants qu'elles ont eus, quel que soit le lieu de naissance de ces derniers.

TABLEAU 5. – PROBABILITÉ D'AGRANDISSEMENT A_2 SELON CERTAINES CARACTÉRISTIQUES DE LA FAMILLE D'ORIGINE (% DE FEMMES ET D'HOMMES AYANT EU UN TROISIÈME ENFANT DANS LES COHORTES DE DEUXIÈMES NAISSANCES DE 1975 ET 1985)

Caractéristiques de la famille d'origine	Femmes		Hommes	
	Cohorte 1975	Cohorte 1985	Cohorte 1975	Cohorte 1985
Taille de la fratrie				
1 enfant	34,9	39,8	35,2	38,3
2 enfants	33,9	35,1	32,8	38,2
3 enfants	37,7	40,9	41,0	38,8
4 enfants	44,0	41,9	44,8	43,8
5 enfants	49,1	45,2	47,6	44,8
6 enfants ou plus	56,8	55,3	57,9	56,1
Nationalité				
Française	42,4	42,5	42,3	41,9
Autre nationalité de l'Europe des Quinze	38,4	36,8	37,2	44,7
Autre nationalité européenne	44,2	28,8	23,0	21,3
Algérienne, marocaine ou tunisienne	92,0	84,7	92,2	80,6
Autre nationalité africaine	80,8	80,1	79,6	78,4
Autre nationalité	74,1	58,0	63,9	69,2
Nationalité et taille de la fratrie				
Européenne × petite fratrie (1 à 2 enfants)	31,9	35,1	31,6	36,3
Européenne × fratrie moyenne (3 à 4 enfants)	39,6	40,6	41,2	40,1
Européenne × grande fratrie (5 enfants ou plus)	50,8	48,3	50,2	48,1
Non européenne × petite fratrie (1 à 4 enfants)	78,0	67,9	79,3	72,9
Non européenne × fratrie moyenne (5 à 7 enfants)	87,2	83,4	89,0	76,4
Non européenne × grande fratrie (8 enfants ou plus)	93,9	76,2	86,6	81,7

Source : enquête EHF 1999.

Avoir au moins un garçon et une fille

Lorsque les deux premiers nés sont de même sexe, la probabilité d'avoir un enfant supplémentaire est un peu plus grande (entre 46 % et 50 % selon les cohortes) que s'ils sont de sexe différent (41 % à 42 %) (tableau 6). En revanche, on ne note pas de préférence pour le sexe : avoir deux filles ou deux garçons ne différencie pas les comportements. Ces observations sont conformes à celles qui avaient été faites à partir de précédentes enquêtes Famille de l'Insee (Calot et Deville, 1971); néanmoins, il semble que la réduction importante de la probabilité d'agrandissement des familles au-delà de deux enfants accentue un peu la différence de comportement entre les parents ayant déjà un garçon et une fille et ceux dont les deux enfants sont de même sexe⁽²⁸⁾.

La formation d'un nouveau couple est favorable à la naissance d'un troisième enfant

Lorsque le premier et le deuxième enfant ne sont pas nés de la même union, la probabilité que naisse un troisième enfant est un peu plus élevée que s'ils sont issus de la même union (tableau 6); cependant, dans la

⁽²⁸⁾ Lors de l'enquête Famille de 1962, la probabilité d'agrandissement dans les « familles complètes » (femmes dont le premier mariage n'a pas été dissous avant leur 45^e anniversaire) était de 57,6 % dans le premier cas et de 60 % dans le second (Calot et Deville, 1971, p. 37).

TABLEAU 6. – PROBABILITÉ D'AGRANDISSEMENT A_2 SELON CERTAINES CARACTÉRISTIQUES DU COUPLE OU DE LA FAMILLE EN COURS DE CONSTITUTION (% DE FEMMES ET D'HOMMES AYANT EU UN TROISIÈME ENFANT DANS LES COHORTES DE DEUXIÈMES NAISSANCES DE 1975 ET 1985)

Caractéristiques	Femmes		Hommes	
	Cohorte 1975	Cohorte 1985	Cohorte 1975	Cohorte 1985
Sexe des deux premiers enfants				
Deux enfants de sexe différent	40,7	42,2	42,1	42,4
Deux garçons	48,4	47,0	48,1	46,0
Deux filles	49,9	46,6	47,2	48,5
Histoire conjugale jusqu'à la deuxième naissance				
N1 et N2 nés d'une même union				
Marié(e) au moment de N2	43,4	42,3	43,2	42,8
Non marié(e) au moment de N2	46,0	50,4	46,9	46,0
N1 et N2 nés d'unions différentes ⁽¹⁾	55,2	51,8	56,6	55,8
Autres cas ⁽²⁾	51,9	50,1	55,5	54,7
Histoire conjugale après la deuxième naissance ⁽³⁾				
Union sans rupture	44,4	44,1	43,8	44,3
Union rompue sans remise en union	35,8	35,8	40,4	30,9
Union rompue avec une remise en union	60,9	59,7	61,5	61,7
Aucune union associée à la deuxième naissance	49,4	47,7	53,6	48,9

Note : N1 et N2 désignent respectivement la première et la deuxième naissance.
⁽¹⁾ Ou N1 hors union et N2 en union.
⁽²⁾ Pas de vie de couple ou dates de vie en couple non déclarées.
⁽³⁾ Dans les onze ans qui suivent la deuxième naissance.
Source : enquête EHF 1999.

cohorte la plus récente, cette relation est moins nette pour les femmes que pour les hommes. Dans le cas où les deux premiers enfants sont nés d'une union stable, cette probabilité est même un peu plus faible si les parents sont mariés au moment de la deuxième naissance. Le mariage ne semble donc pas favoriser particulièrement une troisième naissance ; cependant, dans les cohortes 1975 et 1985, ce sont les couples mariés qui sont encore largement majoritaires, et leur probabilité d'agrandissement influence fortement celle de l'ensemble de la cohorte.

Par rapport à une union non rompue après la naissance du deuxième enfant, la rupture du couple suivie d'une nouvelle union favorise l'arrivée d'un troisième enfant, lorsque ces deux événements se produisent dans les onze ans qui suivent cette naissance. En revanche, assez logiquement, ce sont les parents dont l'union rompue n'a pas été suivie d'une remise en couple qui ont eu le moins souvent un troisième enfant⁽²⁹⁾. Ainsi les ruptures d'union sont-elles à la fois un frein et un facteur favorable à la troisième naissance ; et si les ruptures ont augmenté d'un tiers entre les cohortes 1975 et 1985, les remises en couple ont permis de compenser ce facteur défavorable à la naissance d'un troisième enfant.

⁽²⁹⁾ La plupart des naissances de rang trois déclarées par les personnes dont l'union a été rompue sans remise en couple sont antérieures à la rupture. De même, dans le cas des ruptures suivies de remise en couple, une partie des enfants sont nés avant la séparation (un tiers pour les mères d'un 2^e enfant de la cohorte 1985). Dans le cadre de cette analyse descriptive, il n'est pas possible de calculer des indices plus précis.

TABLEAU 7.– PROBABILITÉ D'AGRANDISSEMENT A_2 SELON LE NIVEAU D'INSTRUCTION ET LES CARACTÉRISTIQUES SOCIOÉCONOMIQUES DES PARENTS (% DE FEMMES ET D'HOMMES AYANT EU UN TROISIÈME ENFANT DANS LES COHORTES DE DEUXIÈMES NAISSANCES DE 1975 ET 1985)

Caractéristiques	Femmes		Hommes	
	Cohorte 1975	Cohorte 1985	Cohorte 1975	Cohorte 1985
Niveau de diplôme				
Aucun diplôme	58,6	58,1	61,6	58,7
Certificat d'études	45,6	38,7	41,9	39,5
BEPC	36,4	41,8	42,0	41,7
CAP	38,4	42,2	43,4	41,8
BEP	35,3	38,6	42,5	42,8
Baccalauréat technique ou professionnel	34,8	33,1	33,1	30,0
Baccalauréat général	34,6	38,4	38,1	40,6
Diplôme universitaire de 1 ^{er} cycle	43,1	43,0	36,9	42,4
Diplôme universitaire de 2 ^e ou 3 ^e cycle	45,1	46,8	42,8	47,1
Statut d'activité avant et après la deuxième naissance				
N'a jamais travaillé avant la deuxième naissance	68,5	72,2	–	–
Inactive à la naissance mais a travaillé avant	46,4	49,5	–	–
Active à la naissance et s'est arrêtée après	45,9	46,5	–	–
Actif(ve) et ne s'arrête pas	39,7	38,8	44,7	44,6
Catégorie socioprofessionnelle				
Agriculteur	50,9	44,9	49,1	42,4
Indépendant non agricole	32,9	36,8	41,3	39,8
Cadre ou profession intellectuelle supérieure	35,3	40,9	35,7	42,4
Profession intermédiaire	36,0	39,0	39,4	38,3
Employé	45,0	43,7	46,0	45,1
Ouvrier	49,6	46,7	54,0	51,6
N'a jamais travaillé	75,5	78,1	–	–
Catégorie socioprofessionnelle du conjoint actuel				
Actif, ancien actif, sans précision	–	–	57,0	57,1
Agriculteur exploitant	50,7	40,9	43,5	39,2
Artisan, commerçant ou chef d'entreprise	38,0	39,2	33,0	34,8
Cadre ou profession intellectuelle supérieure	38,5	43,3	42,9	36,9
Profession intermédiaire	38,0	37,8	36,2	39,7
Employé	40,2	40,8	38,0	41,5
Ouvrier	54,9	51,6	51,9	51,3
Au foyer, étudiant, invalide	–	–	68,4	71,9
Non-réponse ou imprécis	42,3	44,8	51,7	50,6

Source : enquête EHF, 1999.

*La fécondité selon le diplôme :
une courbe en J inversé qui se maintient*

En France, la relation entre le niveau d'études des femmes et leur descendance a d'abord été décrite comme une courbe en U (Calot et Deville, 1971) puis comme une courbe en J inversé (Desplanques, 1985). Depuis l'enquête Famille de 1982, la prise en compte de l'ensemble des femmes (et non plus des seules femmes mariées ou ayant été mariées, comme dans les enquêtes précédentes) entraîne une disparition de ce schéma, car le célibat et l'infécondité sont d'autant plus fréquents que la femme est diplômée (Desplanques, 1985 et 1994 ; Daguët, 2000), ce qui réduit d'autant la descendance des plus diplômées.

Lorsque l'on observe la probabilité d'agrandissement du deuxième au troisième enfant, un phénomène de sélection est également à l'œuvre, puisqu'on ne retient que des femmes et des hommes ayant eu au moins deux enfants. C'est pourquoi on retrouve une configuration qui ressemble beaucoup à cette fameuse courbe en J inversé : dans la cohorte 1975, la probabilité A_2 est maximale chez les femmes n'ayant aucun diplôme – nombre de femmes étrangères sont dans cette catégorie, bien qu'elles n'y soient pas majoritaires –, beaucoup plus faible chez les femmes ayant un diplôme intermédiaire, et se relève sensiblement chez les diplômées de l'enseignement supérieur. Chez les plus diplômées, A_2 retrouve le même niveau que chez celles qui n'ont que le certificat d'études, et ce sont les femmes ayant des diplômes intermédiaires (BEPC, BEP, et bac général, technique ou professionnel) qui ont les plus faibles probabilités d'agrandissement. Dans la cohorte 1985, l'ordre a légèrement changé : les titulaires du bac technique ou professionnel se démarquent avec la plus faible probabilité, tandis que la possession du seul certificat d'études n'est plus un facteur favorable au troisième enfant ; on observe une configuration semblable chez les hommes dès la cohorte 1975⁽³⁰⁾.

L'activité féminine, un facteur encore déterminant

Les femmes n'ayant jamais travaillé avant la naissance de leur deuxième enfant ont beaucoup plus souvent un troisième enfant que celles qui ont déjà été actives. Cette catégorie de femmes toujours inactives, en baisse d'une cohorte à l'autre, représente encore 10 % de la cohorte 1985 ; elle comprend beaucoup de femmes étrangères de nationalité non européenne et de femmes de milieu ouvrier, qui sont les plus susceptibles d'avoir un troisième enfant⁽³¹⁾. Pour les autres femmes, la fréquence des troisièmes naissances semble assez liée à la continuité de leur participation au marché du travail : celles qui ont toujours été actives et ne se sont pas arrêtées de travailler à la naissance de leurs deux premiers enfants, les plus nombreuses (61 % de la cohorte 1975 et 66 % de la cohorte 1985⁽³²⁾), ont moins souvent un troisième enfant que celles qui ont connu des interruptions d'activité. Parmi ces dernières, il n'y a pas vraiment de différence entre celles qui s'arrêtent au moment de la deuxième naissance et celles qui sont déjà inactives à ce moment-là. Cette corrélation entre participa-

⁽³⁰⁾ Pour les hommes, cependant, l'effet de sélection ne joue pas sur les mêmes catégories de diplômes que pour les femmes, car ce sont les plus diplômés qui sont les plus susceptibles de fonder une famille, tandis que les moins dotés scolairement trouvent plus difficilement une conjointe (de Singly, 1982).

⁽³¹⁾ Par exemple, pour l'ensemble de la cohorte 1975, 11,7 % des femmes n'ont jamais été actives avant la deuxième naissance ; parmi les non-Européennes, la proportion est de 65,7 %. Parmi les femmes ayant un conjoint ouvrier elle est de 44,2 % pour les Européennes et de 76,5 % pour les non-Européennes.

⁽³²⁾ Notons qu'avec l'extension de l'APE au deuxième enfant à partir de 1994, la catégorie des mères qui n'ont pas interrompu leur activité professionnelle retombe ensuite de 67 % dans la cohorte 1990 à 58 % dans la cohorte 1995. La date de l'enquête EHF 1999 est trop rapprochée de 1994 pour que l'on puisse en mesurer les effets sur les troisièmes naissances (Piketty, 2005).

tion au marché du travail et fécondité, maintes fois mise en évidence, est généralement interprétée comme une liaison à double sens : si certaines femmes hésitent à agrandir leur famille car elles souhaitent ou doivent continuer à travailler, d'autres ne souhaitent pas avoir plus d'enfants, ce qui leur permet plus facilement de poursuivre leur activité. Mais on ne peut exclure qu'un troisième facteur soit en cause et influence à la fois le fait de ne pas avoir un enfant supplémentaire et de continuer à travailler.

*Des comportements différents
selon les catégories socioprofessionnelles*

Seules les femmes n'ayant jamais travaillé (ni avant, ni après la naissance de leur deuxième enfant) n'ont pu être rattachées à une catégorie socioprofessionnelle. Logiquement, ce sont elles qui ont, de loin, les plus fortes probabilités d'agrandissement (tableau 7).

Tous les autres enquêtés ont été classés selon la profession déclarée au moment de l'enquête ou en fonction de la dernière profession exercée. Ce sont les mères ayant une profession indépendante, puis les femmes cadres et celles qui exercent une profession intermédiaire qui ont le moins souvent agrandi leur famille, tandis que les ouvrières et les agricultrices ont eu plus souvent un troisième enfant ; mais les différences se sont beaucoup atténuées entre les cohortes 1975 et 1985. Du côté des pères, les choses ne sont pas très différentes, mais on peut noter que les agriculteurs ne se distinguent plus par une fécondité relativement forte ; seuls les ouvriers conservent une probabilité significativement plus élevée que la moyenne.

Si l'on examine la fréquence de passage au troisième enfant selon la profession du conjoint⁽³³⁾, les résultats sont semblables : côté féminin, ce sont bien les femmes d'ouvriers qui ont la fécondité la plus forte, et de moins en moins celles des agriculteurs ; côté masculin, ce sont les conjoints de femmes inactives et, loin derrière, ceux des femmes ouvrières qui ont eu le plus souvent un troisième enfant, tandis que ceux dont les femmes exercent une profession indépendante se distinguent par leur faible fécondité.

Mais c'est surtout lorsqu'on tient compte de la catégorie socioprofessionnelle des deux conjoints que les écarts se creusent⁽³⁴⁾. Par exemple, pour les hommes de la cohorte 1985, quelle que soit leur profession, ce sont sans surprise ceux dont les conjointes sont inactives qui ont la plus forte probabilité d'agrandissement (jusqu'à 80 % chez les ouvriers dont la conjointe est inactive). Seuls font exception les agriculteurs (42 % lorsque leur femme est inactive, comme pour l'ensemble des agriculteurs – cf. tableau 7). À catégorie donnée, ce sont au contraire ceux dont la conjointe est cadre, commerçante ou artisanne qui ont les probabilités les plus faibles

⁽³³⁾ Il s'agit du conjoint actuel, ou du dernier conjoint si la personne ne vit plus en couple.

⁽³⁴⁾ Les couples possibles sont trop nombreux pour les présenter tous ici.

d'avoir eu un troisième enfant, à l'exception des couples de cadres. Avoir une conjointe ouvrière favorise plutôt l'agrandissement de la famille (sauf chez les indépendants non agricoles) tandis que si elle est employée, c'est plutôt l'inverse. Avoir une conjointe exerçant une profession intermédiaire est très peu propice à l'agrandissement des familles des ouvriers et des employés, et au contraire plutôt favorable à une troisième naissance chez les indépendants non agricoles. D'une manière générale, dans chaque catégorie socioprofessionnelle, l'homogamie conduit à des comportements proches de la moyenne du groupe social, tandis que l'exogamie peut conduire à des probabilités d'agrandissement souvent beaucoup plus faibles, et parfois plus fortes, que celles de la catégorie dans son ensemble.

Si l'on se place du côté des femmes, à catégorie socioprofessionnelle donnée, dans la cohorte 1985, l'influence de la profession du conjoint est généralement moins déterminante, sauf chez les femmes inactives et celles exerçant une profession indépendante non agricole. Presque toujours, sauf chez les femmes cadres, avoir un conjoint ouvrier favorise la descendance de rang 3, tandis qu'avoir un conjoint cadre ou exerçant une profession intellectuelle supérieure est tantôt favorable (probabilité de 51 % pour les ouvrières, 46 % pour les femmes exerçant une profession intermédiaire et 43 % pour les cadres), tantôt défavorable (38 % pour les employées et 26 % pour les indépendantes non agricoles). Avoir un conjoint employé ou exerçant une profession intermédiaire est toujours peu propice à une troisième naissance, sauf pour les femmes cadres. C'est uniquement lorsque la femme est inactive ou exerce une profession indépendante que la catégorie socioprofessionnelle du conjoint détermine fortement le niveau de A_2 en suivant exactement la hiérarchie sociale : « ouvrier », « employé », « profession intermédiaire » puis « cadre » (du plus fort au plus faible).

4. L'analyse multivariée confirme l'importance de chaque facteur

L'analyse univariée montre que chacune des variables, prise séparément, a un effet sur la probabilité de passer de deux à trois enfants. Mais ces variables sont souvent corrélées. C'est le cas, par exemple, de la taille de la fratrie et de la nationalité, mais aussi de la nationalité et du groupe socioprofessionnel. Ces effets résistent-ils à une analyse « toutes choses égales par ailleurs » ? Pour le vérifier, nous avons eu recours à plusieurs modèles logistiques⁽³⁵⁾, dont la variable dépendante est le fait d'avoir ou non un troisième enfant dans les onze années qui suivent l'année de la

⁽³⁵⁾ Nous avons élaboré quatre modèles : un pour chaque sexe et cohorte de parité. Nous avons préalablement construit un modèle global intégrant la cohorte et le sexe comme variables explicatives, mais ces deux variables étaient les moins significatives du modèle. Par ailleurs, les modèles féminins et masculins ont des contraintes propres, comme par exemple la variable « histoire d'activité » qui doit être exclue du modèle masculin, compte tenu de la rareté de l'inactivité et des interruptions d'activité chez les hommes.

deuxième naissance, et les variables explicatives sont l'ensemble des variables descriptives précédentes.

Nous avons choisi de synthétiser les variables « âge à la deuxième naissance » et « niveau de diplôme » afin de contrôler la corrélation entre ces deux variables. L'âge à la deuxième naissance n'est plus alors considéré dans sa valeur absolue mais relativement à l'ensemble des personnes de même niveau de diplôme : par exemple, une femme ayant eu un deuxième enfant à 24 ans sera classée dans la catégorie « âge moyen » si elle n'a pas de diplôme supérieur au baccalauréat et dans la catégorie « âge jeune » si elle est diplômée du supérieur. Ce choix méthodologique rejoint celui d'autres études portant sur l'analyse du rôle du niveau d'ins-truction sur la venue du troisième enfant en France et dans d'autres pays européens (Toulemon, 1995 ; Hoem, 1996 ; Hoem *et al.*, 2001).

Les résultats de l'analyse multivariée figurant dans le tableau 8 sont tout à fait conformes à ceux observés en analyse univariée, signe que les différences ne se réduisent pas aux seuls effets de structure.

Quelle que soit la cohorte et quel que soit le sexe, la nationalité demeure le facteur qui influence le plus fortement la probabilité d'avoir un troisième enfant. Les rapports des chances (*odds ratios*)⁽³⁶⁾ sont toujours plus forts chez les femmes et les hommes de nationalité non européenne. L'effet de la taille de la famille d'origine est également très significatif, principalement chez les non-Européens. L'*odds ratio* (OR) associé à la modalité « de nationalité non européenne et issu d'une grande fratrie » est le plus fort du modèle, bien qu'il diminue entre la cohorte 1975 et la cohorte 1985 ; il passe de 16,6 à 4,1 dans les cohortes féminines et de 8,2 à 5,6 dans les cohortes masculines.

Les variables démographiques de comportement sont également très discriminantes : un intervalle très court entre les deux aînés et un âge relativement jeune au deuxième enfant, surtout chez les hommes diplômés du supérieur, sont associés à une forte probabilité d'avoir un troisième enfant (dans la cohorte 1985, l'*odds ratio* s'élève à 2,4 pour les hommes diplômés du supérieur ayant eu un deuxième enfant relativement jeunes). À l'inverse, un intervalle intergénérisique long et un âge tardif à la deuxième naissance diminuent la probabilité relative d'avoir un troisième enfant, surtout chez les femmes les moins diplômées (OR = 0,5). Entre les cohortes 1975 et 1985, l'effet des intervalles intergénérisiques courts s'accroît en raison d'un effet de sélection, tandis que l'effet des intervalles plus longs (4 ans ou plus) s'atténue un peu. C'est probablement un effet de sélection qui

⁽³⁶⁾ L'*odds ratio* (OR) est égal au rapport entre deux quantités : d'une part la probabilité de survenue d'un événement, dans un groupe donné, divisée par la probabilité de non-survenue de cet événement ($p_1/(1-p_1)$), et d'autre part la même fraction dans le groupe de référence ($p_0/(1-p_0)$). Le résultat s'interprète « toutes choses étant égales par ailleurs » quand l'OR est ajusté sur un ensemble de facteurs. En pratique, lorsque l'OR est significativement différent de 1, on peut conclure que la probabilité de survenue de l'événement dans le groupe étudié est significativement plus élevée (ou moins élevée si l'OR est inférieur à 1) que dans le groupe de référence. Plus l'OR s'écarte significativement de 1, plus la différence entre les deux groupes est importante.

TABLEAU 8. – FACTEURS INFLUENÇANT LA PROBABILITÉ D'AVOIR UN TROISIÈME ENFANT
DANS LES 11 ANNÉES QUI SUIVENT L'ANNÉE DE LA DEUXIÈME NAISSANCE
(RÉSULTATS DES MODÈLES DE RÉGRESSION LOGISTIQUE)

Variables	Femmes			Hommes		
	Cohorte 1975 (I)	Cohorte 1985 (II)		Cohorte 1975 (III)	Cohorte 1985 (IV)	
	Odds ratio (1)	Odds ratio (1)	Structure (%) (2)	Odds ratio (1)	Odds ratio (1)	Structure (%) (2)
Intervalle entre les deux premières naissances						
Moins de 1 an	1,0	1,0	1,5	1,2	1,0	1,7
1 an	1,6 ***	2,1 ***	8,9	1,7 ***	1,9***	8,8
2 ans	1,2 ***	1,6 ***	21,7	1,5 ***	1,6***	22,2
3 ans (<i>Réf.</i>)	1,0	1,0	23,9	1,0	1,0	23,7
4 ans	0,6 ***	0,8 ***	16,2	0,7 ***	0,8 ***	15,7
5 ans ou plus	0,4 ***	0,5 ***	27,7	0,4 ***	0,5 ***	27,8
Niveau de diplôme et âge à la deuxième naissance ⁽³⁾						
Bac ou moins et 2 ^e naissance à un âge jeune	1,3 ***	1,7 ***	29,9	1,4 ***	1,7 ***	24,1
Bac ou moins et 2 ^e naissance à un âge moyen (<i>Réf.</i>)	1,0	1,0	24,2	1,0	1,0	30,5
Bac ou moins et 2 ^e naissance à un âge tardif	0,5 ***	0,5 ***	29,5	0,8 ***	0,7 ***	27,5
Diplôme du sup. et 2 ^e naissance à un âge jeune	1,7 ***	1,7 ***	6,5	2,0 ***	2,4 ***	5,3
Diplôme du supérieur et 2 ^e naissance à un âge moyen	2,0 ***	1,5 ***	4,0	1,5 ***	1,3 **	7,0
Diplôme du supérieur et 2 ^e naissance à un âge tardif	0,7 **	0,7 ***	5,9	0,8 **	0,7 ***	5,6
Nationalité et taille de la fratrie						
Européenne × petite fratrie	0,7 ***	0,8 ***	22,9	0,7 ***	0,9 *	24,1
Européenne × fratrie moyenne (<i>Réf.</i>)	1,0	1,0	35,7	1,0	1,0	34,7
Européenne × grande fratrie	1,4 ***	1,3 ***	34,2	1,3 ***	1,4 ***	33,1
Non européenne × petite fratrie	4,3 ***	2,3 ***	2,2	3,7 ***	3,0 ***	2,3
Non européenne × fratrie moyenne	8,1 ***	5,5 ***	2,5	5,5 ***	4,6 ***	3,0
Non européenne × grande fratrie	16,6 ***	4,1 ***	2,5	8,2 ***	5,6 ***	2,8
Sexe des deux premiers enfants						
Deux enfants de sexe différent (<i>Réf.</i>)	1,0	1,0	49,5	1,0	1,0	48,7
Deux enfants du même sexe	1,5 ***	1,3 ***	50,5	1,3 ***	1,3 ***	51,3
Histoire conjugale jusqu'à la deuxième naissance ⁽⁴⁾						
N1 et N2 nés d'une même union						
Marié au moment de N2 (<i>Réf.</i>)	1,0	1,0	73,2	1,0	1,0	73,4
Non marié au moment de N2	1,0	1,2 ***	12,6	1,0	1,0	13,9
N1 et N2 nés d'unions diffé- rentes	2,5 ***	2,8 ***	6,4	2,4 ***	3,0 ***	5,3
Histoire conjugale après la deuxième naissance ⁽⁵⁾						
Union sans rupture (<i>Réf.</i>)	1,0	1,0	78,2	1,0	1,0	82,6
Union rompue sans remise en union	0,6 ***	0,6 ***	9,2	0,7 ***	0,4 ***	5,8
Union rompue avec une remise en union	1,8 ***	1,7 ***	4,7	1,9 ***	1,5 ***	4,1

TABLEAU 8. – FACTEURS INFLUENÇANT LA PROBABILITÉ D’AVOIR UN TROISIÈME ENFANT DANS LES 11 ANNÉES QUI SUIVENT L’ANNÉE DE LA DEUXIÈME NAISSANCE (RÉSULTATS DES MODÈLES DE RÉGRESSION LOGISTIQUE)

Statut d'activité avant et après la deuxième naissance						
N'a jamais travaillé avant la 2 ^e naissance	1,2 **	1,2 *	9,9			0,8
Inactive à la naissance mais a travaillé avant	1,4 ***	1,4 ***	18,3			0,7
Active à la naissance et s'est arrêtée après	1,3 *	1,4 ***	6,2			0,4
Active et ne s'arrête pas (<i>Réf.</i>)	1,0	1,0	65,6			98,1
Catégorie socioprofessionnelle						
Agriculteur	1,3 *	1,3	1,8	1,4 **	0,9	3,6
Indépendant non agricole	0,7 ***	1,0	4,1	1,0 **	0,7 ***	10,2
Cadre ou profession intellectuelle sup.	0,7 ***	1,1	6,5	0,7 ***	0,9	16,8
Profession intermédiaire	0,7 ***	1,0	20,4	0,8 ***	0,8 ***	22,3
Employé	0,9	1,0	49,7	1,0	1,0	10,8
Ouvrier (<i>Réf.</i>)	1,0	1,0	12,1	1,0	1,0	36,1
Aucune activité	1,7 ***	2,0 ***	5,4	1,0	1,0	0,2
Catégorie socioprofessionnelle du conjoint actuel						
Actif, ancien actif, sans précision	0,7 ***	0,9	8,6	1,0	1,2	10,7
Agriculteur exploitant	1,1	0,8 *	3,3	0,7	0,8	1,3
Artisan, commerçant ou chef d'entreprise	0,7 ***	0,8 **	8,9	0,6 **	0,5 ***	2,8
Cadre ou profession intellectuelle sup.	0,8 ***	1,0	11,6	1,1	0,6 ***	4,2
Profession intermédiaire	0,7 ***	0,8 ***	17,6	0,8 ***	0,8 ***	19,1
Employé	0,7 ***	0,8 ***	15,8	0,8 ***	0,8 ***	43,6
Ouvrier (<i>Réf.</i>)	1,0	1,0	33,8	1,0	1,0	12,0
Au foyer, étudiant, autre inactif	1,0	1,0	0,3	1,6 ***	2,0 ***	6,3
Constante	0,7 ***	0,5 ***		0,7 ***	0,7 ***	
<p>(1) *** : significatif à 0,0005; ** significatif à 0,005; * significatif à 0,05 — Le fait d'avoir dans l'enquête ÉHF des effectifs très importants (plus de 10000 individus) fait que toutes les variables sont significatives. Par le jeu des coefficients de pondération, il est possible de diminuer artificiellement le poids des individus sans changer la valeur des paramètres du modèle. Le grisé signifie que la valeur de p est supérieure à 5 % quand on diminue artificiellement les effectifs.</p> <p><i>Réf.</i> = modalité de référence.</p> <p>(2) Le total peut être inférieur à 100 % puisque certaines personnes ont été exclues (cf. notes (4) et (5)).</p> <p>(3) Chez les personnes ayant au maximum obtenu le baccalauréat, un âge jeune à la deuxième naissance correspond, pour les femmes de la cohorte 1975 à moins de 25 ans (moins de 26 ans dans la cohorte 1985) contre moins de 27 ans pour les hommes (moins de 28 ans en 1985). Un âge élevé à la deuxième naissance correspond, dans la cohorte 1975, à plus de 27 ans pour les femmes (plus de 28 ans dans la cohorte 1985) contre plus de 29 ans pour les hommes (plus de 30 ans en 1985). Chez les personnes ayant un diplôme du supérieur, un âge jeune à la deuxième naissance correspond, pour les femmes de la cohorte 1975 à moins de 27 ans (moins de 29 ans dans la cohorte 1985) contre moins de 28 ans pour les hommes (moins de 30 ans en 1985). Un âge élevé à la deuxième naissance correspond, dans la cohorte 1975, à plus de 29 ans pour les femmes (plus de 30 ans dans la cohorte 1985) contre plus de 30 ans pour les hommes (plus de 33 ans en 1985).</p> <p>(4)-(5) On a exclu les cas de personnes n'ayant déclaré aucune histoire conjugale ou ayant des histoires atypiques. Par exemple, dans l'enquête, les personnes déclarant uniquement leur première et leur dernière union, certains enfants nés d'une union intermédiaire peuvent paraître être nés hors union.</p> <p><i>Lecture</i> : 18,3 % des femmes qui ont eu un deuxième enfant en 1985 étaient inactives à la naissance de leur deuxième enfant mais avaient travaillé auparavant. Toutes choses égales par ailleurs, leur probabilité d'avoir un troisième enfant est plus élevée (OR = 1,4) que celle des femmes actives au moment de la naissance de leur deuxième enfant et qui ne s'arrêtent pas de travailler après (catégorie de référence).</p> <p><i>Champ</i> : femmes et hommes qui ont eu un deuxième enfant entre 1973 et 1977 (cohorte 1975) ou entre 1983 et 1987 (cohorte 1985).</p> <p><i>Source</i> : enquête ÉHF 1999.</p>						

explique également l'augmentation des rapports des chances chez les personnes peu diplômées ayant eu un deuxième enfant à un âge jeune, tout particulièrement chez les femmes.

Les variables qui combinent les naissances des enfants et l'histoire conjugale des individus jouent toujours un rôle très significatif : avoir ses deux premiers enfants issus de deux unions différentes augmente les chances d'avoir un troisième enfant (OR compris entre 2,4 et 3). En revanche, que les deux enfants soient issus d'un couple marié ou non ne modifie pas significativement la probabilité d'avoir un troisième enfant.

L'effet de l'histoire professionnelle jusqu'à la deuxième naissance est également significatif mais semble faible, en particulier chez les femmes n'ayant jamais travaillé avant la deuxième naissance. Cependant, une grande partie de l'effet de l'inactivité est absorbée par la variable « groupe socioprofessionnel » dont l'une des modalités est « aucune activité professionnelle ». En l'absence de cette variable, le fait de n'avoir jamais travaillé avant la deuxième naissance a un effet positif nettement plus important (modèle non présenté ici).

Les modèles logistiques montrent enfin que l'effet propre du groupe socioprofessionnel s'atténue entre 1975 et 1985, surtout chez les femmes, à l'exception des inactives. De même, l'influence du groupe socioprofessionnel du conjoint s'atténue, principalement chez les femmes. En revanche, l'effet de l'inactivité de leur conjointe s'accroît chez les hommes (OR = 2,0 en 1985). Aux différents groupes sociaux correspondent des comportements démographiques et sociaux particuliers, ce dont le modèle tient compte en intégrant des variables de contrôle (nationalité, âge à la deuxième naissance, intervalle intergénéral, etc.).

Globalement, le sens (positif ou négatif) des effets des variables est le même pour les hommes et pour les femmes. Seules les valeurs des paramètres varient légèrement sur la période de 10 ans qui sépare les deux cohortes (diminution de l'effet des variables nationalité et taille de la fratrie, augmentation de l'effet d'un intervalle court entre la première et la deuxième naissance). Les variables démographiques (âge aux naissances précédentes et espacement des deux premières naissances) et la nationalité sont celles qui déterminent le plus l'arrivée d'un troisième enfant. Les effets des histoires professionnelle et conjugale sont confirmés. Cependant, l'observation spécifique de l'effet de ces variables nécessiterait des analyses plus détaillées (analyse au sein de sous-cohortes, modèles de durée) qui dépassent le cadre de cet article, dont le but était avant tout d'inventorier les principaux facteurs associés à une troisième naissance.

Vue d'ensemble et perspectives

En France, la politique familiale est davantage axée sur les naissances de rang 3 que dans d'autres pays européens. Nous avons montré que si l'un des objectifs de la politique familiale est de maintenir la fécondité à un niveau suffisant, cette politique était cohérente, compte tenu de la forte corrélation entre les naissances de rang 3 ou plus et le niveau de fécondité dans les pays d'Europe occidentale. Par ailleurs, la proportion de femmes et d'hommes ayant choisi d'agrandir leur famille après une deuxième naissance est devenue minoritaire depuis les années 1970 ; il existe donc une marge de progression possible de la probabilité d'agrandissement des familles après le deuxième enfant en France. Les effets des mesures très ciblées sur les troisièmes naissances mises en place entre 1978 et 1980 sont surtout visibles sur le calendrier des naissances. Néanmoins, nous avons vu que ces mesures, tout comme la mise en place de l'allocation parentale d'éducation (APE) en 1985, ont pu contribuer au maintien voire au relèvement de la probabilité d'avoir un troisième enfant. La tendance récente est à une baisse de la probabilité A_2 qui est tombée sous 45 % depuis la cohorte 1987, alors que le ciblage de la politique familiale sur le troisième enfant s'est beaucoup atténué, et que l'extension de l'APE au deuxième enfant en 1994 apporte aujourd'hui un soutien aux deuxièmes naissances.

Parmi toutes les variables influençant la probabilité d'avoir un troisième enfant priment les comportements (âge à la deuxième naissance et intervalle entre le premier et le deuxième enfant) et la nationalité, même après contrôle des effets de structure. L'élévation constante de l'âge aux deux premières naissances, sans raccourcissement significatif des intervalles, devrait donc entraîner une poursuite de la baisse de A_2 dans les cohortes d'hommes et de femmes ayant eu un deuxième enfant dans les années 1990.

Toutes les autres variables – le sexe des deux premiers enfants, la taille de la fratrie d'origine, l'histoire conjugale, la trajectoire professionnelle, le niveau du diplôme, la catégorie socioprofessionnelle de la personne et celle de son conjoint – restent significatives. L'effet de la catégorie socioprofessionnelle a cependant tendance à s'atténuer.

L'analyse a porté sur les cohortes de femmes et d'hommes qui ont eu un deuxième enfant entre 1973 et 1977 d'une part (regroupées sous l'appellation « cohorte 1975 ») et entre 1983 et 1987 d'autre part (« cohorte 1985 »). L'enquête EHF de 1999 est trop rapprochée pour observer si l'effet de chaque variable sur la probabilité d'avoir un troisième enfant s'est maintenu dans la cohorte 1995 (1993-1997), mais les caractéristiques des hommes et des femmes de cette cohorte à la naissance de leur deuxième enfant sont déjà connues. Les histoires conjugales se sont complexifiées (près de 10 % des deux premières naissances ne sont pas issues d'une même union, contre 5 % en 1975), l'activité féminine s'est

développée (la proportion de femmes n'ayant jamais travaillé avant la deuxième naissance est tombée à 7 % en 1995 contre 12 % en 1975) et l'âge à la deuxième naissance a considérablement augmenté. Si les remises en couple favorisent plutôt la poursuite de la constitution de la descendance, les ruptures d'union sans remise en couple, l'augmentation de l'activité féminine et de l'âge à la maternité y sont plutôt défavorables. Néanmoins, comme pour l'activité féminine, l'allongement du calendrier des premières et deuxièmes naissances et la baisse de la probabilité d'avoir un troisième enfant ont peut-être une cause commune : la volonté des hommes et des femmes d'avoir une descendance plus réduite ; auquel cas ce n'est plus le recul de l'âge à la maternité qui est « responsable » de la baisse de la fréquence des troisièmes naissances.

Une politique familiale souhaitant répondre aux attentes et besoins des femmes et des hommes désirant avoir un troisième enfant doit tenir compte des évolutions de la société, et en particulier du développement du travail féminin. Par ailleurs, le maintien de la probabilité d'agrandissement A_2 à un niveau proche de 45 % dépend avant tout du souhait des hommes et des femmes d'avoir un troisième enfant. Une politique soutenant les familles de 3 enfants ou plus est certainement un des éléments contribuant à entretenir un climat favorable à ce désir d'enfant.

ANNEXE

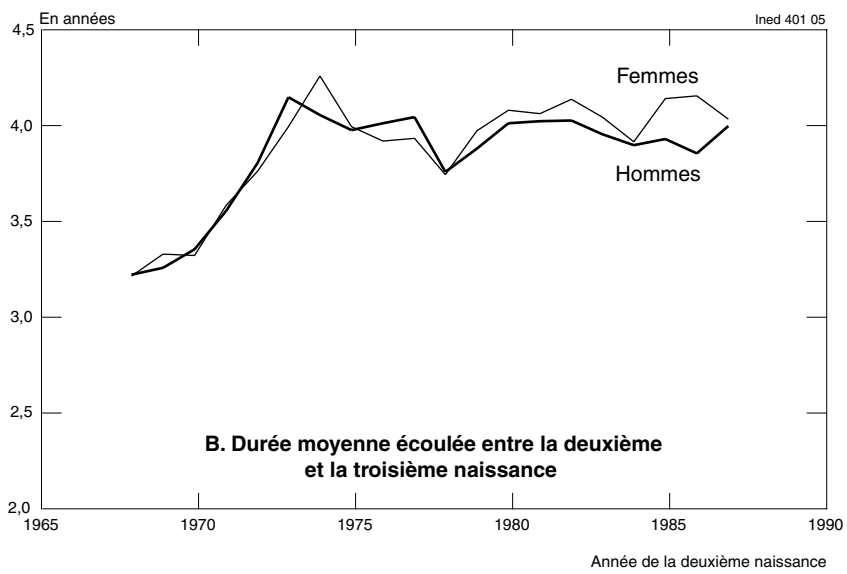
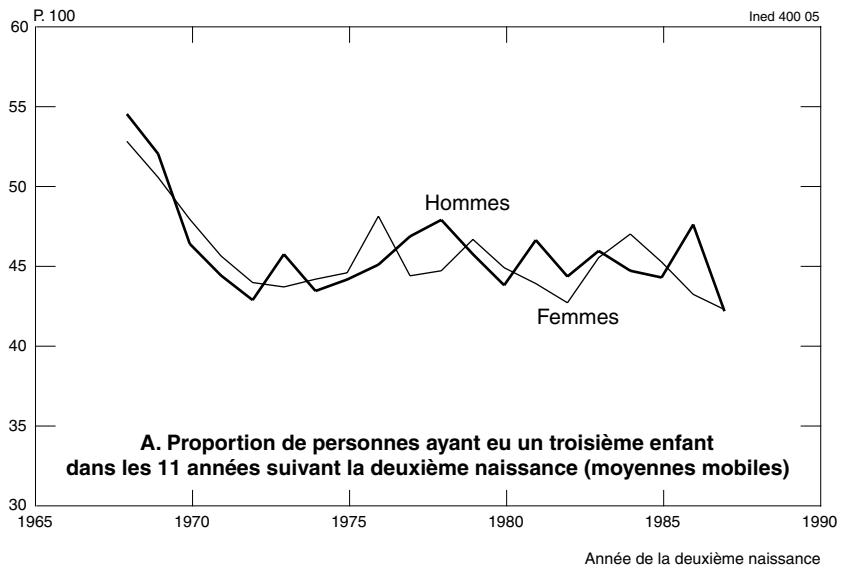


Figure annexe : Évolution de l'intensité et du calendrier de la fécondité de rang 3 dans les cohortes de parité 2 (cohortes 1968-1987)

Source : Insee/Ined, enquête EHF 1999.

TABLEAU A. – EFFECTIFS DES COHORTES DE PÈRES ET DE MÈRES
DE DEUX ENFANTS OBSERVÉS À L'ENQUÊTE EHF 1999 SELON L'ANNÉE
DE LA NAISSANCE DU DEUXIÈME ENFANT

Années de naissance des enfants de rang 2	Cohorte	Effectif dans les cohortes ⁽¹⁾	
		Hommes	Femmes
1968-1972	1970	7 534	12 326
1973-1977	1975	7 835	12 674
1978-1982	1980	8 958	14 151
1983-1987	1985	8 554	13 902
1988-1992	1990	8 304	13 092
1993-1997	1995	8 125	13 174

⁽¹⁾ Les personnes ayant donné des réponses incohérentes ne sont pas prises en compte dans ces effectifs.
Sources : Insee/Ined, enquête EHF 1999.

TABLEAU B. – RÉPARTITION DES HOMMES ET DES FEMMES
SUIVANT LEUR ÂGE À LA DEUXIÈME NAISSANCE DANS LES COHORTES (EN %)

Âge à la naissance	Hommes					Femmes				
	1975	1980	1985	1990	1995	1975	1980	1985	1990	1995
Moins de 25 ans	15,2	10,2	6,2	5,1	3,3	34,9	28,1	22,3	15,8	12,2
25-29 ans	48,2	43,8	39,0	32,9	26,7	45,2	45,2	46,8	44,8	39,8
30-34 ans	24,9	34,3	37,4	41,4	45,0	15,5	22,1	24,3	29,4	35,5
35-39 ans	9,2	8,8	13,2	15,2	18,6	3,7	4,1	5,8	8,4	10,7
40 ans ou plus	2,4	2,8	4,2	5,4	6,4	0,7	0,5	0,8	1,5	1,8
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Sources : Insee/Ined, enquête EHF 1999.

TABLEAU C. – RÉPARTITION DES DEUXIÈMES NAISSANCES SELON LA DURÉE
ÉCOULÉE DEPUIS LA PREMIÈRE NAISSANCE DANS LES COHORTES (EN %)

Durée écoulée	Hommes					Femmes				
	1975	1980	1985	1990	1995	1975	1980	1985	1990	1995
1 an ou moins	18,8	13,4	10,5	9,3	9,2	18,6	12,6	10,4	9,8	9,1
2 ans	23,2	22,7	22,2	21,5	21,6	25,2	22,6	21,7	21,1	20,5
3 ans	22,1	21,7	23,7	24,6	24,9	20,9	22,6	23,9	24,6	24,7
4 ans	13,9	16,3	15,7	16,7	16,4	13,2	14,6	16,2	15,3	16,5
5 ans ou plus	22,0	25,9	27,8	27,9	27,9	22,1	27,5	27,7	29,2	29,2
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Sources : Insee/Ined, enquête EHF 1999.

RÉFÉRENCES

- CALOT G., DEVILLE J.-C., 1971, « Nuptialité et fécondité selon le milieu socioculturel », *Économie et Statistique*, n° 27, p. 3-42.
- CNAF, 2005, *Prestations familiales 2004, Statistiques nationales*, Direction des statistiques, des études et de la recherche (CD-Rom).
- CORMAN D., 2000, *Family policy, working life, and the third birth in contemporary France and Sweden*, Université de Stockholm, Unité de démographie.
- DAGUET F., 2000, « L'évolution de la fécondité des générations nées de 1917 à 1949 : analyse par rang de naissance et niveau de diplôme », *Population*, 55 (6), p. 1021-1034.
- DESPLANQUES G., 1985, « Fécondité et milieu social », *Économie et Statistique*, n° 175, p. 21-54.
- DESPLANQUES G., 1994, « Taille des familles et milieu social », *Insee Première*, n° 296.
- DEVILLE J.-C., 1979, « La fécondité serait-elle héréditaire? », *Économie et Statistique*, n° 116, p. 3-11.
- EKERT-JAFFÉ O., JOSHI H., LYNCH K., MOUGIN R., RENDALL M., 2002, « Fécondité, calendrier des naissances et milieu social en France et en Grande-Bretagne : politiques sociales et polarisation socioprofessionnelle », *Population-F*, 57 (3), p. 485-518.
- FREJKA T., SARDON J.-P., 2004, *Childbearing trends and prospects in low-fertility countries. A cohort analysis*, Kluwer Academic Publishers, 422 p.
- GAUTHIER A.H., 2002, « Les politiques familiales dans les pays industrialisés : y a-t-il convergence? », *Population-F*, 57 (3), p. 457-484.
- HOEM B., 1996, « The social meaning of age at second birth for third-birth fertility : A methodological note on need to sometimes respecify an intermediate variable », *Yearbook of population research in Finland*, 33, p. 333-339.
- HOEM B., HOEM J., 1989, « The impact of women's employment on second and third births in modern Sweden », *Population Studies*, 43 (1), p. 47-67.
- HOEM J., PRSKAWETZ A., NEYER G., 2001, « Autonomy or conservative adjustments? The effect of public policies and educational attainment on third births in Austria, 1975-1996 », *Population Studies*, 55, p. 249-261.
- KRAVDAL O., 1992a, « The emergence of a positive relation between education and third birth rates in Norway with supportive evidence from the United States », *Population Studies*, 46, p. 459-475.
- KRAVDAL O., 1992b, « The weak impact of female labour force participation on Norwegian third-birth rates », *Revue européenne de démographie*, 8 (3), p. 247-263.
- LAROQUE P. (dir.), 1985, *La politique familiale en France depuis 1945*, La documentation française, collection « Documents Affaires Sociales », 386 p.
- LAVERTU J., 1997, *Fécondité et calendrier de constitution des familles*, Insee Résultats, Démographie et société n° 62, 144 p.
- MATH A., 2005, « Les politiques d'aide aux familles dans seize pays européens. Une comparaison par la méthode des cas types », *Recherches et Prévisions*, n° 78, p. 31-50.
- PIKETTY T., 2005, « Impact de l'allocation parentale d'éducation sur l'activité féminine et la fécondité en France », in Lefèvre C. et Filhon A. (dir.), *Histoires de familles. Histoires familiales*, Les Cahiers de l'Ined, n° 156, p. 79-110.
- PISON G., COUVERT N., 2004, « La fréquence des accouchements gémellaires en France. La triple influence de la biologie, de la médecine et des comportements familiaux », *Population-F*, 59 (6), p. 877-908.
- POLLARD M. S., MORGAN S. P., 2002, « Emerging parental gender indifference? Sex composition of children and the third birth », *American Sociological Review*, 67 (4), p. 600-613.
- SINGLY F. de, 1982, « Mariage, dot scolaire et position sociale », *Économie et Statistique*, n° 142, p. 7-20.
- TOULEMON L., 1995, « Analyse des biographies et comparaisons entre groupes. Niveau de diplôme et arrivée du troisième enfant en France », Congrès européen de démographie, Milan, 4-8 septembre 1995.
- TOULEMON L., MAZUY M., 2001, « Les naissances sont retardées mais la fécondité est stable », *Population*, 56 (4), p. 611-644.
- VIKAT A., THOMSON E., HOEM J., 1999, « Stepfamily fertility in contemporary Sweden : The impact of childbearing before current union », *Population Studies*, 53, p. 211-225.
- WRIGHT R.E., ERMISCH J.-F., HINDE A., JOSHI H.E., 1988, « The third birth in Great Britain », *Journal of Biosocial Science*, 20, p. 489-496.

BRETON Didier, PRIOUX France – Deux ou trois enfants? Influence de la politique familiale et de quelques facteurs sociodémographiques

La politique familiale française a toujours apporté un soutien particulier aux familles ayant au moins trois enfants, et tout particulièrement dans les années 1978-1982. Les auteurs s'interrogent sur l'efficacité de cette politique, en comparant le niveau de la fécondité de rang 3 ou plus en France et en Europe occidentale et en observant l'évolution de la proportion de mères de deux enfants ayant eu un troisième enfant (probabilité d'agrandissement A_2) depuis les années 1970. Il apparaît ainsi que cette politique ciblée sur le troisième enfant a eu une influence sur la fréquence de ces naissances, mais que cet effet est faible et difficile à quantifier. L'article s'intéresse ensuite aux caractéristiques associées à la probabilité d'agrandissement A_2 . Ce sont l'âge à la deuxième naissance, la durée de l'intervalle entre la première et la deuxième naissance et la nationalité qui déterminent le plus fortement cette probabilité. Toutes les autres variables examinées (le sexe des deux premiers enfants, la taille de la fratrie d'origine, l'histoire conjugale, la trajectoire professionnelle des mères, le niveau du diplôme et le groupe socioprofessionnel de chacun des conjoints) sont significatives, même après contrôle des effets de structure. Les tendances récentes, et en particulier l'élévation de l'âge à la deuxième naissance, impliquent une reprise de la baisse de la probabilité d'agrandissement des familles de deux enfants.

BRETON Didier, PRIOUX France – Two children or three? Influence of family policy and sociodemographic factors

French family policy has always provided specific support to families with three or more children, over the period 1978-1982 in particular. The authors discuss the effectiveness of this policy by comparing fertility at birth order three and above in France and western Europe and by observing changes in the proportion of mothers of two children who have progressed to a third child (parity progression ratio A_2) since the 1970s. They show that targeting policy on the third child did indeed influence the frequency of these births, but that this influence is limited and difficult to quantify. The article then focuses on the characteristics associated with the parity progression ratio A_2 . The PPR is most strongly influenced by age at second birth, the length of the interval between the second and third births and nationality. All the other variables examined – sex of first two children, parents' sibship size, union history, mother's occupational history, educational attainment and socio-occupational category of each partner - are significant, even after controlling for structural effects. Recent tendencies, notably the increase in age at second birth, point to an ongoing downward trend in the probability of having a third child.

BRETON Didier, PRIOUX France – ¿Dos o tres hijos? Influencia de la política familiar y de algunos factores sociodemográficos

La política familiar francesa ha prestado un apoyo especial a las familias con más de dos hijos, en particular durante el periodo de 1978 a 1982. Los autores cuestionan la eficacia de estas prestaciones, comparando el nivel de fecundidad de rango 3 o superior de Francia con el de Europa occidental y observando la evolución de la proporción de madres de dos hijos que tienen un tercero (probabilidad de ampliación de la familia A_2) desde los años setenta. Estos indicadores sugieren que las medidas de política familiar sobre el tercer hijo han influido en la frecuencia de tales nacimientos, pero que tal influencia es débil y difícil de cuantificar. El artículo también examina las características asociadas a la probabilidad de ampliación de la familia A_2 . La edad al nacer el segundo hijo, el intervalo entre el primer y el segundo nacimiento y la nacionalidad son los determinantes principales de tal probabilidad. Todas las demás variables analizadas (sexo de los dos primeros hijos, número de hermanos, historia conyugal, trayectoria profesional de las madres, nivel de estudios y categoría socio-profesional de cada cónyuge) son significativas, aun controlando los efectos de estructura. Las tendencias recientes, especialmente el aumento de la edad al nacer el segundo hijo, implican que la probabilidad de ampliación de las familias de dos hijos seguirá disminuyendo.