



**XV<sup>ème</sup> colloque national de démographie**  
Strasbourg (25-28 mai 2010)

## **Fécondité**

Représentation, causalité et perspectives

### **Troisième séance** **Niveaux et tendances**

## ***La fécondité avant 25 ans ne baisse plus en France depuis 15 ans*** **Didier Breton, Université de Strasbourg**

Pourquoi étudier spécifiquement la fécondité avant 25 ans aujourd'hui en France ? Pour des raisons avant tout démographiques compte tenu de la relation entre le calendrier de la fécondité et son intensité. L'âge à la première naissance et la probabilité d'agrandissement de la famille à deux enfants sont, par exemple, des indicateurs dépendants (Breton et al., 2009). Cette dépendance est en partie le fruit d'une sélection, les femmes ayant un premier enfant tôt sont souvent celles souhaitant plusieurs enfants, mais pas uniquement. Plus l'âge au premier enfant est précoce, plus la durée d'exposition à l'arrivée d'une deuxième naissance est forte et inversement plus les femmes ont un premier enfant tardivement, plus le risque d'incapacité biologique à concevoir au moment du désir d'un second enfant sera forte. L'autre raison pour laquelle étudier la fécondité avant 25 ans est qu'elle peut être un révélateur de comportements ou normes spécifiques. L'analyse de la fécondité différentielle est souvent plus intéressante à mener en termes de calendrier que d'intensité. Enfin, avoir un enfant plus ou moins tôt aura des conséquences directes sur la trajectoire professionnelle et les carrières des femmes.

*Depuis plus de 15 ans la fécondité avant l'âge de 25 ans ne baisse plus en France. Un premier objectif de cette communication est de comprendre et d'apporter des éléments de compréhension à cet arrêt de la baisse. A notre connaissance aucune analyse spécifique s'est consacrée à ce phénomène, éclipsé en partie par l'augmentation des taux au-delà de 30 ans, plus en phase avec le recul de l'âge moyen à la fécondité, principale manifestations de la seconde transition démographique. L'autre objectif est de caractériser les femmes qui aujourd'hui « continuent » à avoir un enfant relativement tôt, c'est-à-dire avant 25 ans<sup>1</sup>.*

Une première grille d'interprétation du maintien du niveau de la fécondité avant 25 ans serait celle d'un effet de sélection : au départ coexistent deux populations, l'une retardant de plus en plus la naissance de ses enfants et l'autre continuant d'avoir des enfants relativement tôt ; la proportion de la première catégorie progressant au fil du temps, subsistent au terme de ce processus uniquement celles continuant à avoir des naissances jeunes, constituant alors un groupe de femmes sélectionnées vis-à-vis de leur comportement fécond. L'autre manière d'interpréter cet arrêt de la baisse de la fécondité avant 25 ans serait celle d'une apparition de nouveaux comportements, différents de la norme générale de report de l'arrivée d'un premier enfant. Lorsque les poids respectifs des deux populations aux comportements féconds spécifiques sont assez proches et équilibrés, ces hétérogénéités sont visibles et dessinent une courbe de fécondité par âge bimodale comme par exemple au Royaume-Uni, aux Etats Unis ou en Espagne (Kostaki et al ,2007 ; Chandola et al., 1999, 2002). Si les populations aux comportements particuliers sont très minoritaires alors la courbe de fécondité par âge générale ne montre rien et seules des études au sein de sous populations permettent la mise en évidence d'une coexistence de modèles ou normes différentes.

Dans un premier temps, nous allons confronter l'évolution des taux de fécondité avant 25 ans aux taux de scolarisation aux mêmes âges. En France, l'augmentation de la durée des études et la massification de l'accès à l'éducation supérieure ont éclipsé le fait que de nombreux jeunes quittent le système scolaire sans diplôme ou avec un niveau scolaire très faible : entre un jeune sur cinq et un jeune sur six sort sans diplôme (Estimations de la Direction de l'évaluation, de la prospective et de la performance – DEPP à partir des données de l'enquête Emploi de l'Insee). Ces sorties du système scolaire ouvrent « précocement » leur trajectoire d'entrée dans la vie adulte ; trajectoire composée de cinq événements vécus ou non, dans un ordre non établi : la décohabitation, la fin des études, le premier emploi, la mise en couple et la naissance d'un enfant. Nos résultats confirment la corrélation entre taux de scolarisation taux de fécondité à la fois dans le temps et dans l'espace. L'arrêt de la baisse de la fécondité avant 25 ans en France doit être mis en parallèle à l'arrêt de la hausse des taux de scolarisation.

Dans n second temps nous illustrerons les mécanismes de sélection et effets de structure selon le diplôme sur les niveaux de fécondité atteints à 25 ans. A structure par diplôme égal, les niveaux de fécondité auraient peu changé au fil des générations, notamment dans certains territoires. On observe même des augmentations de la descendance atteinte dans certaines catégories de femmes, notamment celles les moins diplômées.

Enfin, nous montrerons qui sont les femmes qui aujourd'hui en France ont un ou plusieurs enfants parmi l'ensemble des femmes âgées de 24 ans révolus au 1.1.2006. Au-delà du niveau et statut scolaire, la situation de couple et d'activité semblent jouer un rôle particulier, plus que celui du statut social, de l'origine ou type de territoire dans lequel on vit.

---

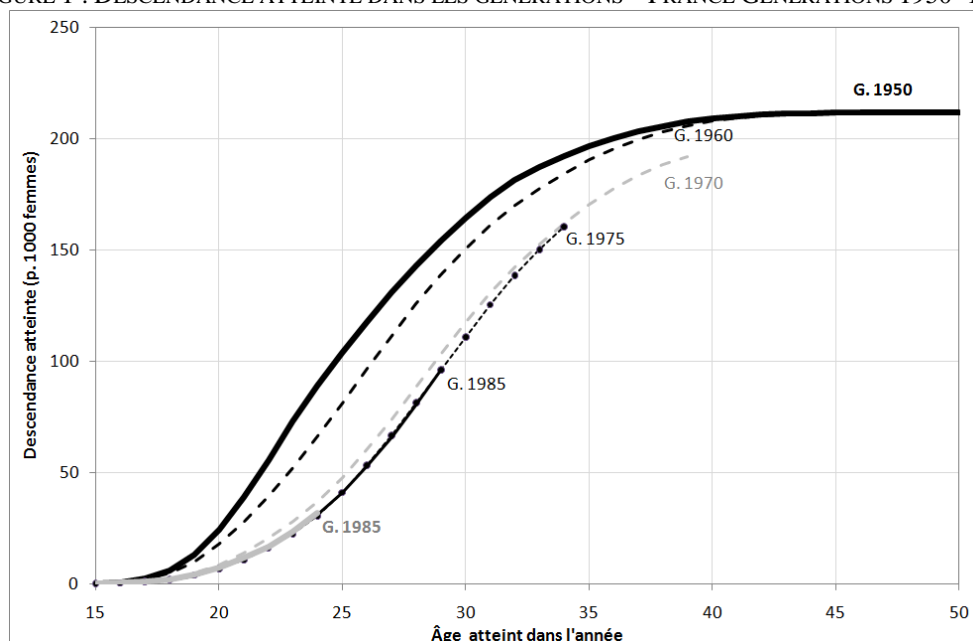
<sup>1</sup> L'âge de 25 ans correspond au premier quartile de la distribution des âges à la première naissance

Les sources mobilisées pour cette communication sont principalement celles des enquêtes annuelles de recensement et celles de l'enquête famille de 1999. La taille des échantillons de ces deux sources sont une garantie pour mener des études territoriales et au sein de sous populations.

### ***La fécondité par année et dans les générations en France : arrêt de la baisse du niveau de la fécondité avant 25 ans***

Nous avons dans une autre communication, montré la stagnation des taux de fécondité avant 25 ans depuis le milieu des années 1990 (Breton, 2010). Cet arrêt de la baisse débute au milieu des générations 1970 (figure 1). La descendance atteinte à 24 ans est depuis stable, proche de 0,4 enfant par femme. Après avoir été légèrement inférieure à celle de la génération 1970 jusqu'à l'âge de 32 ans, la descendance atteinte de la génération 1975 a désormais rattrapé son retard par rapport à celle de la génération 1970. Il est probable que la descendance finale de cette génération sera finalement supérieure à celle de la génération 1975. Le maintien des taux de fécondité avant 25 ans n'entraînera pas forcément une augmentation de la descendance finale mais pourrait assurer son maintien légèrement au-dessus de 2 enfants par femme. Si l'augmentation des taux observés au-delà de 30 ans perdure, *on ne pourra plus parler de rattrapage à proprement dit*. Il est probable que dans la période future proche, l'indice conjoncturel soit un bon indicateur de ce que sera la descendance finale des générations nées à la fin des années 1980.

FIGURE 1 : DESCENDANCE ATTEINTE DANS LES GENERATIONS – FRANCE GENERATIONS 1950 -1985



Source : Insee

La descendance atteinte à la fin de l'année du 24<sup>e</sup> anniversaire en France est toutefois relativement faible comparée à certains pays comme le Royaume-Uni mais aussi à des territoires français comme les départements d'outre-mer, notamment la Guyane et La Réunion<sup>2</sup> ou encore certains départements de l'Ouest de la France métropolitaine. Si toutes les naissances avant 25 ans étaient des premières naissances, on estimerait qu'entre un quart et un tiers des femmes aurait son premier enfant avant 25 ans en France. En réalité une part de ces naissances est de rang 2 et plus. Au total, pour la génération 1985, nous estimons la proportion de femmes mères avant la fin de l'année de leur 24<sup>e</sup> anniversaire à environ 23,0% (encart 1).

Parmi les événements préalables à la naissance d'un enfant, l'âge à la fin des études tient une place particulière (Breton, 2005, Bergouignan, 2005). Très rares sont les naissances qui surviennent avant la sortie du système scolaire et lorsque c'est le cas, l'arrivée d'un enfant en est l'origine. Regardons maintenant la relation entre taux de scolarisation et taux de fécondité en France métropolitaine.

<sup>2</sup> La somme des taux de fécondité 15-24 ans en 2004 valait 0,67 à La Réunion et 1,28 en Guyane.

**Encart 1 : Une proportion de première naissance croissante dans la fécondité avant 25 ans**

En France, l'enquête famille est la source la plus fiable pour l'étude de la fécondité par rang de naissance. Entre les générations 1950 et 1973, la descendance atteinte à 24 ans chute de 0,84 à 0,32 enfant par femme. Cette baisse de 0,51 enfant se décompose en une diminution de 0,3 enfant de rang 1 et 0,2 enfant de rang 2 et plus. La part de la descendance de rang 1 passe de 64% à 73%<sup>1</sup> (Tableau 1). Pour les générations suivantes jusqu'à 1985, il faudrait disposer de naissances par rang et âges de la mère fiable à partir de l'état civil ce qui n'est pas le cas.

TABLEAU 1 : DESCENDANCE ATTEINTE A LA FIN DE L'ANNEE DE SES 24 ANS SELON LE RANG DE NAISSANCES. RESULTATS OBTENUES SELON 3 SOURCES - GENERATIONS 1950 – 1978 (P.100 FEMMES)

Génération	Etat Civil	EHF 99*	Enquête Erfi 2005**
1950	88,8	83,7 Rang 1 : 53,8 (64,3%) Rang 2 : 29,9 (35,7%)	80,1 Rang 1 : 50,6(63,2%) Rang 2 : 29,5(36,8%)
1973	31,7	32,1 Rang 1 : 23,3 (72,6%) Rang 2 : 8,8 (13,4%)	34,2 Rang 1 : 24,9 (72,8%) Rang 2 : 9,3 (17,2%)
1978	31,7		30,4 Rang 1 : 21,7(71,4%) Rang 2 : 8,8(18,6%)

\* Gen. médiane sur 3 générations

\*\* Gen médiane sur 5 générations

A partir de la descendance atteinte à 24 ans dans la génération 1985 (0,32), on peut estimer à 23,0% la descendance de rang 1 atteinte dans cette génération (0,32\*0,72)

## Relation entre taux de fécondité et taux de scolarisation

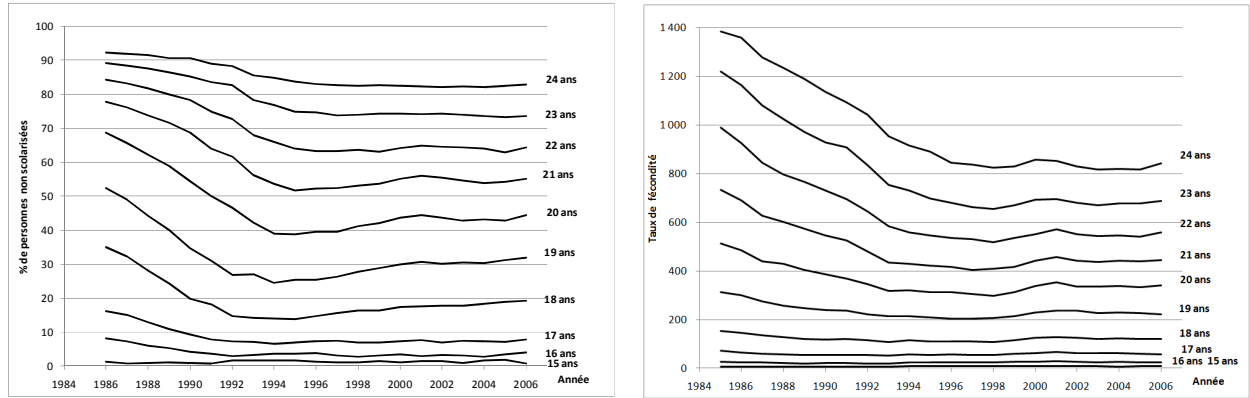
### Une corrélation presque parfaite dans le temps...

La simple confrontation de l'évolution des taux de fécondité par âge et des taux de scolarisation suffit à établir une relation « mécanique » entre l'arrêt de la baisse des taux de fécondité par âge et l'arrêt des niveaux de scolarisation des jeunes femmes en France (figure 2a et 2b). C'est en 1993-1994 que prennent fin simultanément l'augmentation des niveaux de scolarisation et la diminution de la fécondité avant 25 ans. Cette relation conforte l'hypothèse d'un effet de sélection au sein de la population des jeunes françaises. La part de jeunes femmes susceptibles de retarder la fin de leurs études n'augmenterait plus depuis le milieu des années 1990 et ces femmes, une fois déscolarisées continueraient d'avoir un enfant à des durées relativement courtes et inchangées au fil des générations. Sans ce processus d'arrêt de l'allongement des études, l'arrêt des taux de fécondité aurait été impossible.

La mise en relation des deux indicateurs, taux de fécondité et taux de scolarisation par âge, dessine une corrélation presque parfaite, (figure 3). Plus le taux de scolarisation est bas, plus le taux de fécondité est élevé, quel que soit l'âge concerné. La relation est surtout forte pour les âges les plus élevés. A un âge donné, la relation est de type linéaire. La pente des droites de régression est d'autant plus forte que l'âge est élevé ou plus précisément que l'âge correspond à des faibles niveaux de scolarisation. *L'élasticité de la relation augmente avec l'âge.* A 15-17 ans, la pente est proche de 0 ; quelle que soit la proportion de femmes encore scolarisées, le taux de fécondité varie peu et est quasiment nul. A ces jeunes âges, les grossesses coïncident souvent avec la sortie du système scolaire. A 24 ans, la pente de la droite est nettement plus forte, l'incidence d'une variation des niveaux de scolarisation sur le niveau de fécondité augmente (élasticité plus forte). D'après cette relation, la décision de diminuer la durée des études supérieures aurait comme conséquence une augmentation mécanique, rapide et significative des taux de fécondité, mesure par exemple prise dans certains Länder allemands (Lutz W. et al. 2005).

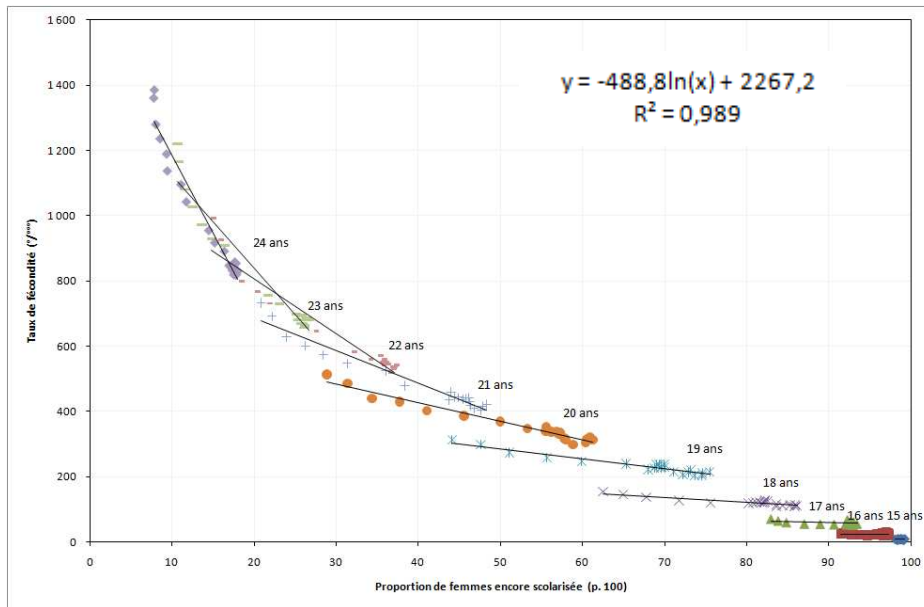
Si la relation entre le taux de fécondité et le taux de scolarisation par âge est logarithmique, celle entre la somme des taux de fécondité 15-24 ans et le taux de scolarisation moyen entre 15 et 24 ans est linéaire. (figure 4 /  $r^2 = 0,98$ ). L'intensité de la relation et sa nature tiennent principalement à l'évolution conjointe des deux indicateurs sur la période 1986-1994. Au-delà, les variations sont négligeables et les corrélations bien moins fortes et non significatives ( $r^2=0,35$  entre 1994 et 2006).

FIGURE 2A. ET B. : TAUX DE NON-SCOLARISATION ET TAUX DE FECONDITE ENTRE 15 ET 24 ANS – FRANCE 1986 -06



Source : Insee-Education nationale (D.E.P.P.)

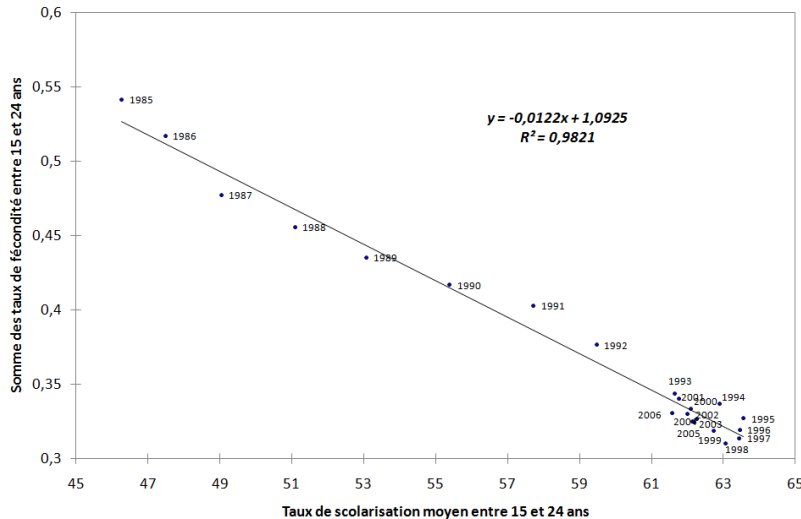
FIGURE 3 : RELATION ENTRE TAUX DE SCOLARISATION ET TAUX DE FECONDITE – FRANCE 1985-2006



Source : Insee-Education nationale (D.E.P.P.)

Lecture : A point correspond au taux de scolarisation et taux de fécondité d'un âge une année donnée. On a construit une série par âge.

FIGURE 4 : RELATION ENTRE TAUX MOYEN DE SCOLARISATION ET TAUX DE FECONDITE – 15-24 ANS – FRANCE METROPOLITAINE – PERIODE 1985-2006



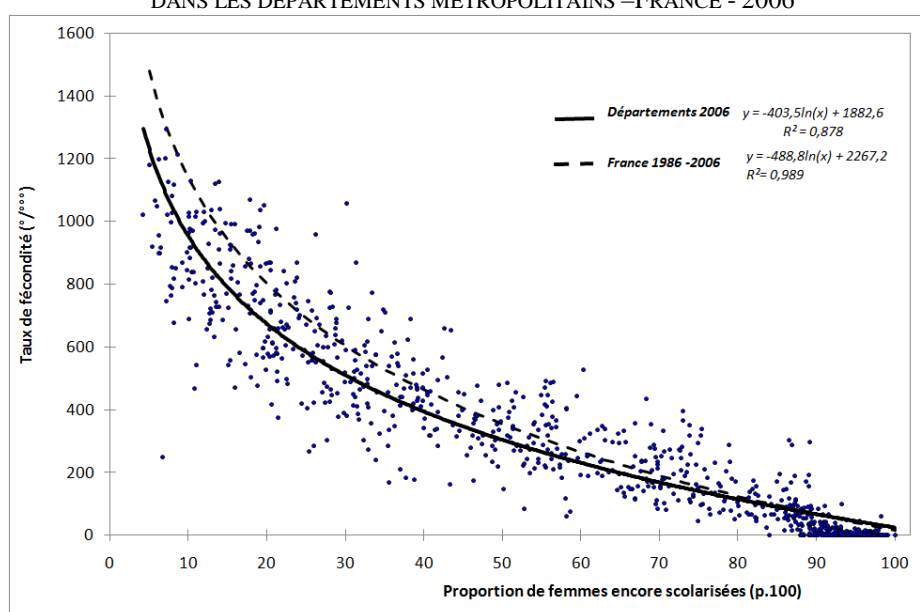
Source : Insee-Education nationale (D.E.P.P.)

Note : le taux de scolarisation entre 15 et 24 ans et la moyenne des taux de scolarisation par âge. Il ne dépend donc pas de la structure par âge du groupe 15-24 ans.

... Mais aussi valable en 2005 à l'échelle départementale

La force de la relation mise en évidence tient principalement à la baisse conjointe du niveau de fécondité et de scolarisation au fil du temps. Mais qu'en est-il des variations conjointes dans l'espace ? Pour cela nous croisons d'une part les taux de fécondité par âge et les taux de scolarisation dans l'ensemble des départements français de métropole, calculés à partir des données de Recensement Rénové de la population (RRP 2006)<sup>3</sup>. Les figures 5 et 6 décrivent, comme les figures 3 et 4, la relation entre taux de scolarisation et taux de fécondité non plus dans le temps mais dans l'espace, en l'occurrence les départements français métropolitains en 2006<sup>4</sup>. La dispersion est certes plus importante, en partie du fait de certains effectifs relativement faibles, mais surtout parce que les structures des populations diffèrent selon les départements, notamment les structures sociales, culturelles et économiques (Breton, 2010). Au final, la nature de la relation et les équations des fonctions qui ajustent les nuages sont relativement proches (courbe en continu et courbe en pointillés de la figure 5). Le décalage entre les deux équations tient à la fois à des différences de niveaux de fécondité entre la période 1986-2006 et l'année 2006 mais aussi une question de qualité de la mesure compte tenu de la sous estimation des taux de fécondité par la méthode « Décompte des enfants au foyer ».

FIGURE 5 : RELATION ENTRE TAUX DE SCOLARISATION ET TAUX DE FECONDITE PAR AGE ENTRE 15 ET 24 ANS DANS LES DEPARTEMENTS METROPOLITAINS –FRANCE - 2006



Source : EAR 2006 – Calculs de l'auteur

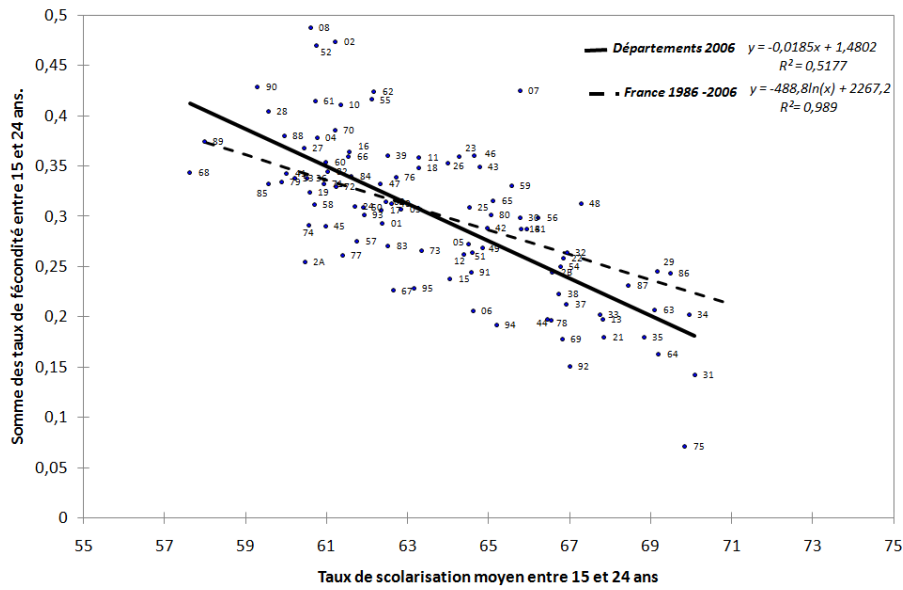
Note de lecture : Chaque point correspond à un taux de scolarisation et un taux de fécondité à un âge pour un département.

La relation entre les deux indicateurs mesurée cette fois sur l'ensemble de la tranche d'âges 15-24 ans dans les différents départements confirme la relation significative mais l'intensité et la significativité de la relation diminue formement (figure 6). La dimension territoriale, recouvrant de fortes différences de structure, augmente la variance inexpliquée par le modèle (figure 6). Des départements sont particulièrement éloignés de la droite de régression. Dans certains 'ntre eux le niveau de fécondité est relativement élevé en comparaison des taux de scolarisation, par exemple dans le Nord et le centre est de la France : Aisne, Ardennes, Haute-Marne, Meuse, Aube, Pas de Calais mais aussi l'Orne. C'est le cas dans d'autres départements du couloir rhodanien (Ardèche, Drôme, Haute Loir et Lozère) dans lesquels le niveau de scolarisation est moyen. A l'inverse, dans les départements du bassin parisien, ceux du Nord-Est (Bas-Rhin et Haut Rhin, Moselle) et quelques autres départements de l'Est Sud-Est (Alpes-Maritimes, Rhône, Haute-Savoie), la fécondité est relativement faible en comparaison du niveau de scolarisation moyen chez les 15-24 ans (figure 6).

<sup>3</sup> Les taux de fécondité par âge sont calculés en utilisant la méthode dite « Décompte des enfants au foyer » qui sous estime les taux de fécondité, notamment aux jeunes âges (voir annexe 1 « Territoires et fécondité par âge-La France en 2006 » de ce même ouvrage (Breton, 2010)). Les taux de scolarisation correspondent à des proportions de femmes en cours d'études.

<sup>4</sup> Nous avons exclus les départements d'outremer du fait de leur spécificité, tant d'un point de vue de la fécondité, plus précoce, que des niveaux de scolarisation, plus faibles (Breton, Temporal, 2010)

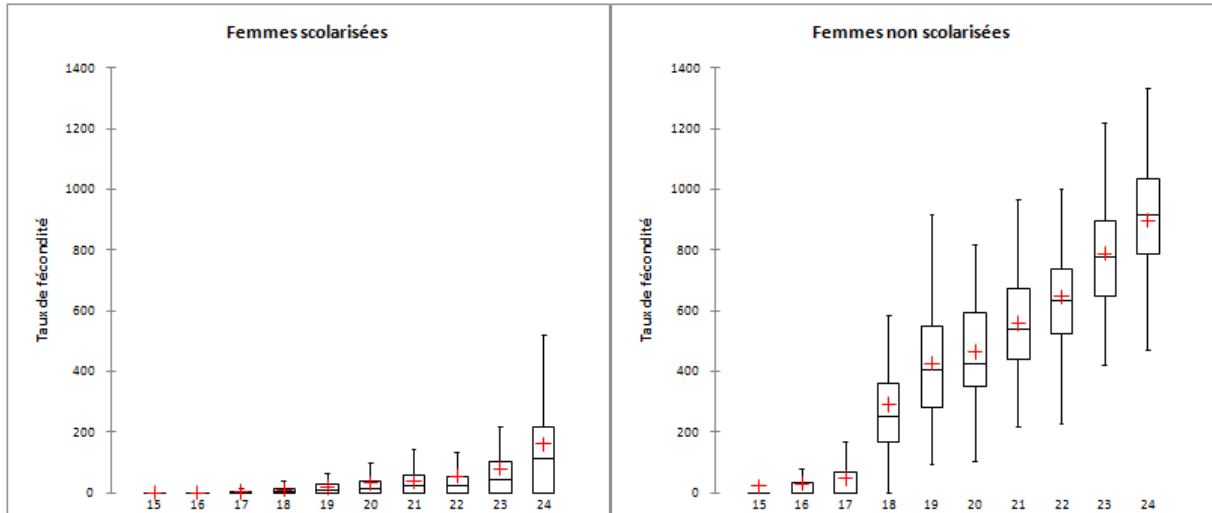
FIGURE 6 : RELATION ENTRE TAUX MOYEN DE SCOLARISATION ET TAUX DE FECONDITE – 15-24 ANS – DEPARTEMENTS DE FRANCE METROPOLITAINE –2006



Source : EAR 2006 – Calculs de l’auteur

Quelles hypothèses peuvent être avancées pour expliquer la situation de certains départements comme ceux du Nord et de l’Est de la France ? Une première serait que dans certains départements, il est plus fréquent de combiner études et maternité. Une autre serait que les femmes non scolarisées ont une fécondité plus forte. Une dernière serait que des départements combinent les deux phénomènes. L’analyse croisée des taux de fécondité des femmes scolarisées et de celles non scolarisées dans les départements ne montre aucune corrélation significative ( $r=0,06^5$ ). Dans la plupart des départements, la fécondité des femmes scolarisées, quel que soit l’âge, est très faible comparée à celle des femmes non scolarisées et la dispersion des départements est moins forte pour ces dernières (figure 7).

FIGURE 7 : DISTRIBUTION DES TAUX DE FECONDITE DEPARTEMENTAUX DES FEMMES SELON QU’ELLES SONT OU NON SCOLARISEES –FRANCE 2006



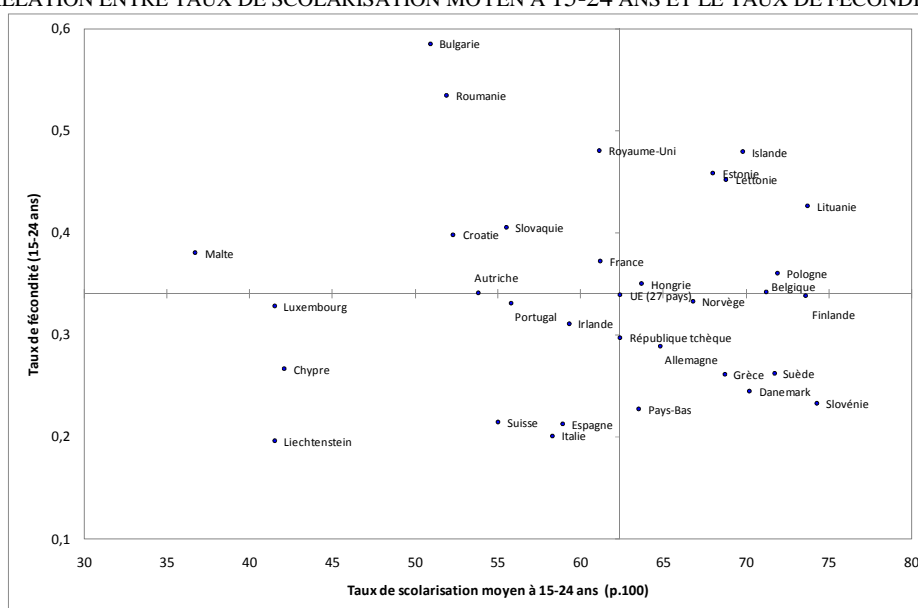
Source : EAR 2006 – Calculs de l’auteur

<sup>5</sup> Nous n’avons pas montré ici le croisement de ces taux. L’étude de ce nuage montre par exemple que les taux de fécondité dans les départements 02, 08 et 62 ne sont pas liés à une fécondité élevée des femmes scolarisées contrairement au département 55 et 39.

### Qu'en est-il de la relation entre taux de scolarisation et taux de fécondité avant 25 ans en Europe ?

A l'échelle européenne, la relation n'est pas vérifiée, tout du moins pour l'année 2005. Comme souvent une relation significative pour un pays à différentes dates ou dans différents espaces, n'est pas universelle. C'est par exemple le cas pour la relation entre l'indice conjoncturel de fécondité et l'âge moyen à la maternité au début des années 2000 (Sardon, 2006). Sur la figure 8, les petits pays se distinguent par des niveaux de scolarisation plus faibles, expliqués en partie par une émigration importante des jeunes inscrits dans le supérieur (Chypre, Malte, Luxembourg, Liechtenstein). Le taux moyen de scolarisation entre 15 et 24 ans est inférieur à 50%, situation observée dans aucun département français. Pour autant la fécondité y est plus faible que dans d'autres pays européens davantage scolarisés. La Suisse, l'Espagne et l'Italie ont un profil relativement proche de ces petits pays : taux de fécondité faible et niveau de scolarisation moyen. A l'inverse certains pays combinent des niveaux de scolarisation et de fécondité élevés : Lituanie, Estonie, Lettonie, Pologne, Belgique et Finlande. Les situations du Royaume-Uni et de l'Islande sont assez similaires. La relation quasi mécanique mise en évidence en France n'est pas vérifiée à l'échelle européenne. Il existe très probablement au sein de chaque pays des mécanismes dépendant directement des systèmes et pratiques nationales.

FIGURE 8 : RELATION ENTRE TAUX DE SCOLARISATION MOYEN A 15-24 ANS ET LE TAUX DE FECONDITE - 2005.



Source : Eurostat

Remarque : les données d'Eurostat et les statistiques françaises sont quelque peu différentes. Relativement 61,2% et 0,325 pour le taux de scolarisation et la fécondité 15-24 ans à partir des données Insee contre 61,2% et 0,373 pour les données d' Eurostat.

### Descendance atteinte avant 25 ans selon le diplôme : une analyse longitudinale

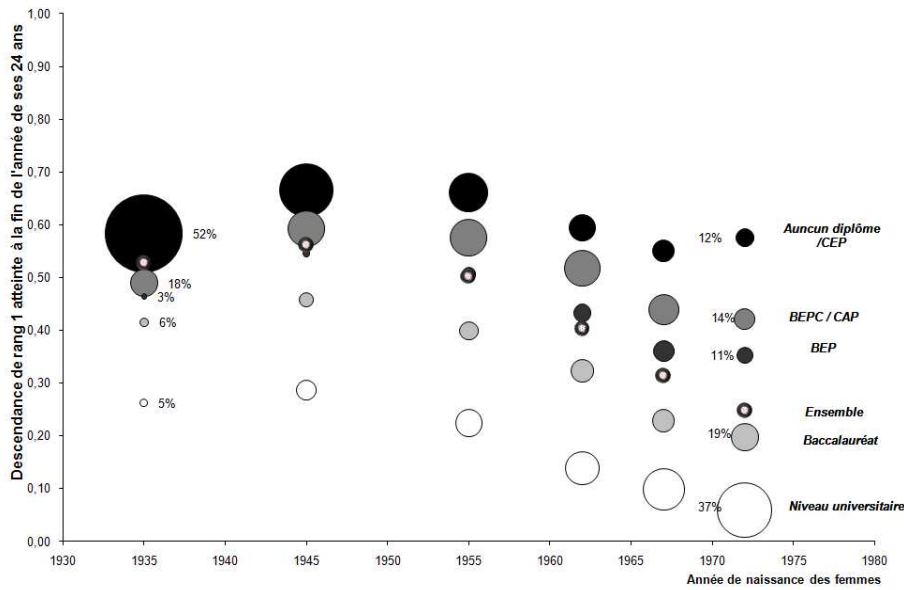
#### Effet de structure et de sélection

A partir de l'enquête famille de 1999 on peut calculer la descendance de rang 1 et tous rangs confondus atteinte à la fin de l'année de ses 24 ans<sup>6</sup>. Le niveau d'études, caractérisé par le diplôme le plus élevé obtenu, est un *proxi* de la durée des études, facteur explicatif de la fécondité aux jeunes âges, comme nous venons de le montrer. Les figures 9 a et b montrent que l'effet du niveau d'études atteint est plus important pour les femmes nées en 1972 que pour celles nées en 1935. L'amplitude entre les descendance atteintes des catégories les moins diplômées et les plus diplômées augmente : la descendance totale et de rang 1 atteinte par les femmes non diplômées de la génération 1972 est identique à celles de la génération 1935 tandis que celle des plus diplômées a diminué de plus de moitié. Dans le même temps, la dispersion des niveaux d'études atteint augmente aussi : les poids de chacune des catégories de diplôme sont plus équilibrés pour la génération 1972 – le trait marquant étant l'augmentation globale du niveau d'études des femmes.

<sup>6</sup> Nous travaillons avec des âges calculs en différences de millésimes. Par conséquent la somme des taux de 15 à 24 ans donne une descendance atteinte pour une génération, à la fin de l'année de son anniversaire



FIGURE 9-a: DESCENDANCE DE RANG 1 ATTEINTE A 24 ANS SUIVANT LE NIVEAU DU DIPLOME LE PLUS ELEVE – FRANCE – GENERATIONS 1930 - 1972

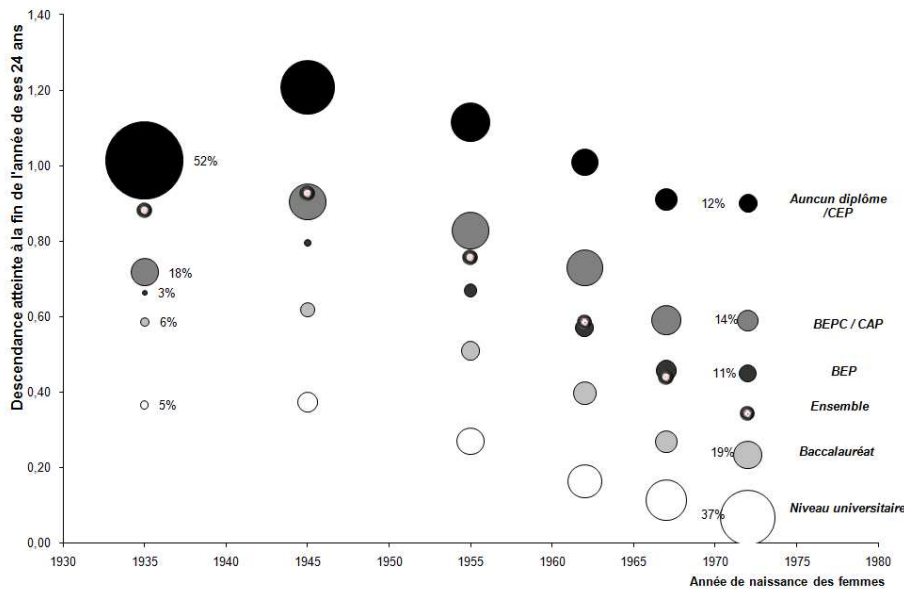


**Remarque :**

La part des diplômés non renseignés est respectivement de : 15%, 11%, 10%, 9%, 8% et 7% dans les générations 1935, 1945, 1955, 1962, 1967 et 1972 - les descendances atteintes de cette catégorie n'apparaît pas sur le

Source EHF 99

FIGURE 9-b: DESCENDANCE ATTEINTE A 24 ANS SUIVANT LE NIVEAU DU DIPLOME LE PLUS ELEVE OBTENU – FRANCE – GENERATIONS 1930 - 1972



**Remarque :**

La part des diplômés non renseignés est respectivement de 15%, 11%, 10%, 9%, 8% et 7% dans les générations 1935, 1945, 1955, 1962, 1967 et 1972 - les descendances atteintes de cette catégorie n'apparaît pas sur le graphique

Source EHF 99

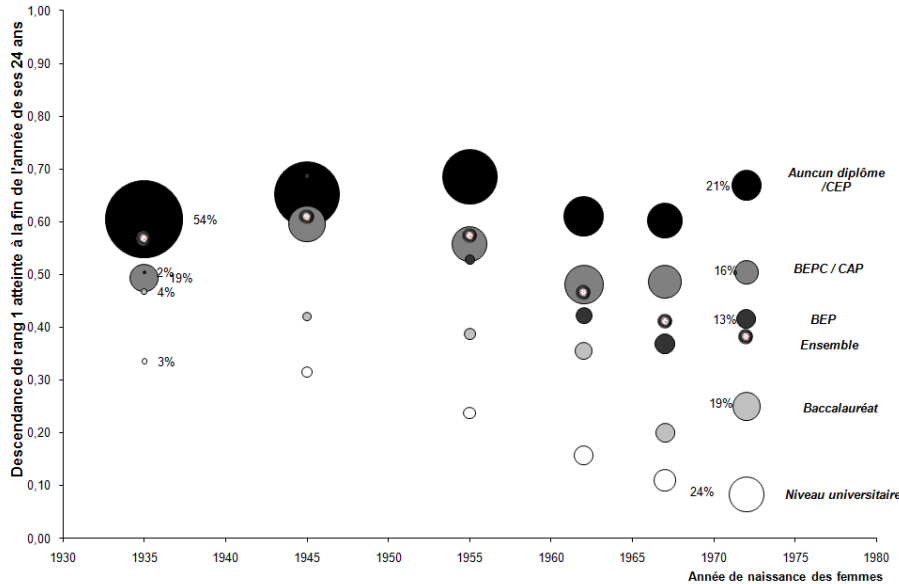
Ce changement de structure explique en partie la baisse de la descendance totale et atteinte à 25 ans au fil des générations. A structure par niveau d'études inchangé, la descendance de rang 1 atteinte à 25 ans diminuerait de 0,53 à 0,45 et non 0,25, valeur observée mesurée dans la génération 1972. De même, la descendance totale atteinte passerait de 0,88 à 0,68 et non 0,34.

Nous pouvons calculer ces mêmes indicateurs pour les femmes vivant dans des territoires qualifiés « Travail artisanal, chômage, entretien des villes / quartiers pauvres des grandes unités urbaines – ZUS » dans la typologie construite par Nicole Tabard (Tabard, 2002)<sup>7</sup>. Les conclusions sont assez proches de celles obtenues pour l'ensemble du territoire métropolitain mais d'une part la structure suivant le niveau d'études y est plus défavorable (plus faible proportion des femmes de la génération 1972 titulaires d'un diplôme universitaire -

<sup>7</sup> Territoires concentrés dans les grandes agglomérations, dans les villes centres ou à proximité, et faisant partie pour la plupart d'une zone urbaine sensible (ZUS - plus de 85%). Ces types de quartiers se révèlent par le poids du chômage, nettement plus élevé.

24% contre 37% - et plus forte pour les femmes sans diplôme - 21% contre 12%) –et d’autre part la descendance de rang 1 et tous rangs confondus atteintes à 25 ans est toujours plus élevée sur ces territoires, quel que soit le niveau d’études. Dans ces quartiers urbains défavorisés, l’effet du diplôme sur les descendances atteintes est encore plus fort, notamment pour les générations les plus récentes<sup>8</sup>. Les femmes non diplômées nées en 1972 avaient en moyenne plus d’un enfant avant 25 ans dans ces quartiers contre moins de 0,1 pour les titulaires d’un diplôme universitaire. Plus de 3 femmes sur 4 (76%) de la génération 1972 ont une descendance atteinte supérieure, à diplôme équivalent, que la génération 1965.

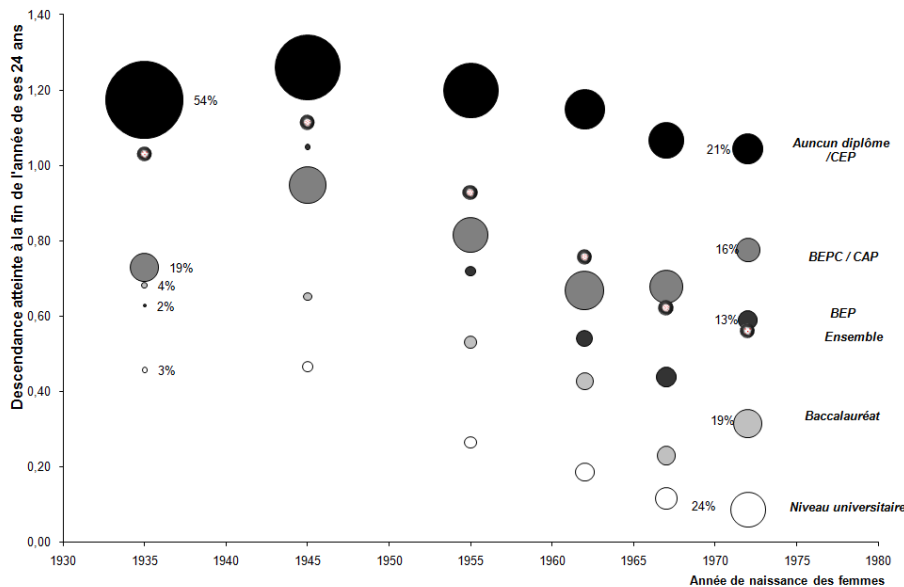
FIGURE 10 –a : DESCENDANCE DE RANG 1 ATTEINTE A 24 ANS SUIVANT LE NIVEAU DU DIPLOME LE PLUS ELEVE FRANCE – GENERATIONS 1930 – 1972 – *Quartiers de type urbains pauvres de la typologie de N. Tabard*



**Remarque :**  
La part des diplômes non renseignés est respectivement de 18%, 14%, 15%, 10%, 11%, 7% dans les générations 1935, 1945, 1955, 1962, 1967 et 1972 les descendances atteintes de cette catégorie n’apparaît pas sur le graphique

Source EHF 99

FIGURE 10 –a : DESCENDANCE ATTEINTE A 24 ANS SUIVANT LE NIVEAU DU DIPLOME LE PLUS ELEVE OBTENU– FRANCE – GENERATIONS 1930 – 1972 – *Quartiers de type urbains pauvres de la typologie de N. Tabard*



**Remarque :**  
La part des diplômes non renseignés est de 18%, 14%, 15%, 10%, 11%, 7% dans les générations 1935, 1945, 1955, 1962, 1967 et 1972 les descendances atteintes de cette catégorie n’apparaît pas sur le graphique

Source EHF 99

Avec une structure par diplôme équivalente à celle de la génération 1965, la descendance de rang 1 atteinte de la génération 1972 serait de 0,58 contre 0,38 observé. A structure par diplôme égale, la descendance atteinte à 25 ans, tous rangs confondus passerait de 1,03 à 0,89 des générations 1965 à 1972 contre 0,56 observé.

<sup>8</sup> Il serait abusif d’attribuer les descendances atteintes des générations plus anciennes à ces territoires compte tenu des flux migratoires. Les comparaisons entre générations ne sont pertinentes qu’en termes de variation longitudinale pour les personnes vivant en 1999 sur les territoires en question.

Ces résultats illustrent à la fois un effet de sélection puisque les femmes non diplômées sont en proportion moins nombreuses de génération en génération et celles appartenant encore à ces catégories sont certainement les plus fécondes. Mais, à niveau d'études équivalent, les descendance atteintes ne sont pas les mêmes ce qui peut signifier l'existence d'effets du territoire avec des comportements plus spécifiques pour des populations concentrées sur certains territoires.

On ne peut pas mener de telles études pour une période plus récente en l'absence d'une nouvelle enquête famille, unique source permettant de croiser à la fois le diplôme, le rang de naissance et type de quartier dans différentes générations de femmes.

Pour la période récente, à défaut de l'enquête famille, nous utiliserons les données du RRP 2006<sup>9</sup> afin de distinguer les variables qui, au-delà du niveau d'instruction, peuvent expliquer une propension relativement forte à devenir ou non mère relativement tôt.

## **Quelles femmes ont un premier enfant relativement tôt en France aujourd'hui ?**

### *Les données*

Nous utilisons les fichiers individuels du RRP 2006 mis à disposition en ligne par l'Insee. Ce fichier individuel regroupe un peu moins de 20 millions de lignes correspondant à autant de personnes recensées sur la période 2004-2008. Nous ne conservons que les 131 124 femmes âgées de 24 ans révolus au 1<sup>er</sup> janvier de l'année du recensement et habitant en métropole, au sein d'un ménage ordinaire<sup>10</sup>. En exploitant la feuille ménage et les liens entre les différentes personnes d'une même famille, on a construit deux variables indicatrices associée à chacune des 131 124 femmes retenues. La première Indicateur valant 1 si, dans le logement, au moins 1 enfant est attaché à la femme et 0 sinon. La seconde Indicateur vaut 1 si au moins deux enfants sont associés à la femme et 0 sinon. *Ce seront les deux variables à expliquer.* L'association à partir de la « feuille logement du recensement » des enfants à leur mère est identique à la démarche utilisée pour la méthode du « Décompte des enfants au foyer ». Les proportions issues de l'exploitation de ces variables sous estiment la proportion réelle pour au moins trois raisons :

- certains enfants ne vivent pas ou plus avec leur mère (placements, décès, en garde chez un autre parent, ...),
- des enfants très jeunes ne sont pas déclarés par leur mère
- des enfants sont parfois attribués à une autre femme du ménage que leur propre mère, souvent leur grand-mère (Desplanques, 1993).

Au final, la proportion de femmes, mères à l'âge de 24 ans, dans les générations 1980-1984 est estimée à 21,0% à partir de notre méthode, proportion plus faible que celle de la génération 1972 obtenue à partir de l'enquête famille (24,7% - Figure 9-a). La descendance atteinte à 24 ans dans les générations 1980-1984 obtenue par notre méthode est de 0,29 contre 0,32 à partir des taux de fécondité calculés par la méthode classique. L'estimation obtenue est ainsi relativement proche de celle de l'état civil.

### *Modèles retenus et variables explicatives*

Nous cherchons à expliquer le fait d'être mère ou non par plusieurs variables issues ou construites à partir du recensement de la population (tableaux 2 et 3) :

- la situation du couple : en couple ou non / Célibataire ou marié/veuf/divorcé
- la situation et niveau d'études : étudiante ou non / Diplôme le plus élevé
- la catégorie socio professionnelle
- le lieu de naissance : France et étranger
- le statut d'occupation du logement
- le parcours migratoire récent
- l'environnement socio économique du pseudo canton dans lequel la femme vit (typologie)

Dans le tableau présentant les résultats de la régression logistique, en plus de l'Odds Ratio renvoyé par le modèle on a calculé un Odds-Ratio à partir des fréquences observées de mères, appelé ici *Odds Ratio observé*. La catégorie de référence de la variable est la même pour les deux Odds Ratio. La comparaison des Odds ratio du modèle avec ceux observés, donne une indication de l'effet de la structure de la population sur la proportion de femmes mères d'au moins un enfant (modèle 1) ou d'au moins deux enfants (modèle 2) même si évidemment

---

<sup>9</sup> D'autres enquêtes menées en population générale sur des échantillons plus petits, comme l'enquête Erfi 2005 (Etude des relations familiales et intergénérationnelles) ouvrent sur des analyses plus fines de l'arrivée d'un premier enfant relativement tôt. Mais les effectifs sont très faibles et interdisent toute étude spatiale ce qui est un de nos objectifs.

<sup>10</sup> Nous avons exclu les quelques pseudos cantons dans lesquels moins de 15 femmes de 20-24 ans ont été recensées (Breton, 2010).

L'Odds ratio observé n'est pas un indicateur « toutes choses égales par ailleurs ». La possibilité de comparer les Odds ratio du modèle avec ceux observés est alors un moyen intéressant d'affiner les commentaires. Par exemple, pour les femmes qui se déclarent « Cadres et profession intellectuelles supérieures », les Odds Ratio observés montrent une relation très forte (OR observés = 0,10 dans les deux modèles / Ref = employée) tandis que toutes choses égales par ailleurs, les Odds Ratio sont certes significatifs mais indiquent une relation moins forte (OR = 0,53 pour le modèle 1 et 0,78 pour le modèle 2).

### **Deux variables très discriminantes : la situation vis-à-vis des études et la situation de couple**

Dans la population des femmes de 24 ans, plus de 80% ne se déclarent pas étudiantes. Cette proportion est encore plus forte chez les mères, supérieure à 95% (tableau 2). La régression logistique confirme ce résultat (OR = 0,27 et 0,2 dans respectivement le modèle 1 et 2) mais diminue l'effet de cette variable (cf. Odds Ratio observés). Être étudiante est, toutes choses égales par ailleurs, la caractéristique qui diminue le plus la probabilité d'être mère d'au moins un enfant. L'effet est plus important encore pour les mères d'au moins 2 enfants. Toutefois, cette situation est très rare chez les femmes de 24 ans.

La situation de couples est une autre variable discriminante. Elle est caractérisée par le fait d'être ou non en couple au moment de l'enquête et l'état matrimonial. Être en couple et être marié augmente la probabilité d'avoir au moins 1 et au moins 2 enfants. Le fait d'être en couple augmente davantage la probabilité d'être mère que le fait d'être « mariées ou séparées » et notamment une fois contrôlés les différents effets de structure. Au total, plus de 80% des mères d'au moins 1 enfant et 82% des mères d'au moins 2 enfants sont en couple au moment du recensement contre 48% pour l'ensemble des femmes de 24 ans. Ces résultats confirment qu'un second préalable à la venue d'un enfant, en plus celui d'avoir fini ses études, est de vivre en couple. La forte proportion de mariées chez les mères d'au moins deux enfants (47,1%, contre 16,0% de l'ensemble des femmes) s'explique par le fait que pour les jeunes femmes comme pour l'ensemble des femmes, le mariage est souvent célébré après la première naissance.

### **L'effet du niveau d'instruction et de la classe sociale**

Le modèle confirme l'effet du diplôme sur la probabilité d'être mère d'au moins 1 enfant, même s'il atténue l'effet observé à partir des statistiques descriptives. Les Odds Ratio mesurés dépassent 10 pour les femmes non diplômées ou titulaires d'un diplôme inférieur au baccalauréat. Pour les titulaires d'un baccalauréat, l'Odds Ratio est supérieur à 4. A 24 ans plus d'une femme non diplômée sur 2 est mère d'au moins un enfant et plus d'1 femme sur 4 a 2 enfants ou plus. C'est la fréquence observée la plus forte avec celle observée chez les femmes mariées.

La corrélation entre diplôme et catégorie socio professionnelle explique peut-être le moindre effet de la catégorie socio professionnelle sur la descendance de rang 1 ou tous rangs confondus atteinte à 24 ans. Les travailleurs indépendants n'ont pas significativement une probabilité différente d'être mère d'au moins 1 ou 2 enfants que la catégorie de référence (les employés). De même être ouvrier ou cadre est sans effet significatif sur le fait d'être mère d'au moins deux enfants (vs. être employée). Seule la catégorie des « inactives », regroupant à la fois des femmes au chômage, inactives ou encore invalides ont des probabilités plus fortes. L'effet est particulièrement important dans le modèle 2. Les Odds Ratio du modèle sont pour cette catégorie, nettement supérieurs à ceux observés : toutes choses égales par ailleurs, l'inactivité est davantage associée à une maternité précoce que dans la réalité. Chez les ouvrières, la relation s'inverse même. Si les femmes ouvrières sont plus souvent mères d'au moins un ou deux enfants que les femmes employées, ce n'est que le fruit d'un effet de structure comme le confirment les Odds Ratio des modèles 1 et 2 (OR = 0,93 modèle 1 et 0,95 ns. dans le modèle 2). Ce sont les professions intermédiaires et les cadres qui ont les probabilités les plus faibles d'être mères.

### **Toutes choses égales par ailleurs... plus d'effet du lieu de naissance**

Les proportions de femmes déjà mères d'au moins un ou deux enfants sont très nettement supérieures chez les femmes non natives de France (OR observés respectivement de 1,95 et 2,32). Les effets de structure expliquent totalement cette relation puisque les OR des modèles 1 et 2 annulent voire inverse le sens de la relation (OR respectivement de 1,02 – ns. Et 0,79 pour les modèles 1 et 2). C'est la structure qui explique cette inversion. Il semble exister deux catégories de femmes non natives âgées de 24 ans, une première peu ou pas diplômées, vivant en couple, mariées et souvent inactives (avec des enfants) et une autre encore étudiantes, sans enfant.

### **Logement, mobilité et type de quartier**

Les probabilités d'avoir au moins 1 ou au moins 2 enfants est plus importante chez les femmes locataires dans des logements HLM et inversement moins fortes chez les femmes « logées gratuitement, sous locataires ou locataires en meublés ». Au total, plus d'une mère de 24 ans sur trois (34,1%) est locataire dans un HLM contre seulement 19,8% de l'ensemble des femmes du même âge. Le fait d'être propriétaire est un facteur qui diminue

la probabilité, toutes choses égales par ailleurs, uniquement pour les mères d'au moins deux enfants (OR=0,88). L'arrivée d'un enfant peut être un facteur favorisant d'accès à un logement du parc HLM. Dans ce cas la population des jeunes femmes locataires dans ces logements est en partie sélectionnée, la même cause explique à la fois la variable expliquée et la variable explicative.

Nous avons retenu une autre variable liée au logement : le lieu de résidence antérieure. Cette variable est significative dans les deux modèles mais avec des effets supérieurs dans le modèle 1. Ce sont les jeunes femmes qui habitaient dans le même logement 5 ans auparavant qui ont des probabilités les plus faibles d'être mères. Ces femmes habitent probablement en partie encore chez leur parent. La probabilité est d'autant plus forte que la mobilité est de proximité<sup>11</sup>. Dans la catégorie « Hors de la région et hors de métropole » se concentrent une partie des femmes non natives et le même phénomène d'inversion décrit précédemment pour ces dernières est observé. Le modèle 2 montrent une nouvelle la relation entre mobilité résidentielle et fécondité par rang (Kersuzan, 2009).

La dernière variable du modèle qualifie le type de pseudo canton dans lequel vivent les femmes de 24 ans selon une typologie construite pour l'analyse des relations entre territoires et fécondité par âge (Breton, 2010)<sup>12</sup>. La catégorie de référence est celle *des villes étudiantes*. Tous les femmes vivant en dehors de ce type de territoire ont significativement plus souvent au moins un et au moins deux enfants. Toutefois, les Odds Ratio sont toujours inférieurs à 2, c'est-à-dire relativement faible, notamment dans le modèle 2 et ils sont toujours plus faibles que les Odds Ratio observés. La valeur la plus forte est celles associée aux territoires les plus ruraux, probablement du à un effet de sélection. Les femmes de 24 ans ont probablement choisit d'habiter dans ces territoires pour une raison associée à celle de l'arrivée d'un enfant. A l'inverse celles qui habitaient dans ces territoires et qui les ont quitté sont celles qui ne désiraient pas avoir ou n'ont pas eu d'enfant relativement tôt pour prolonger leurs études ou ont émigrer pour des raisons professionnelles ou de recherche d'emploi. Près d'une femme sur trois âgée de 24 ans, vivant dans les territoires les plus ruraux, les territoires urbains ouvriers et mixtes industriels sont mères d'au moins un enfant et plus d'une femme sur 10 ont a au moins deux enfants contre respectivement 1 sur 10 et 1 sur 40 pour celles qui vivent dans des villes étudiantes. Une importante partie de ces différences est due à des effets de structure importants comme le montre la comparaison des OR observé avec ceux du modèle.

### Conclusion

Si en France, la fécondité avant 25 ans ne baisse plus, c'est en partie du fait de l'existence en France d'une population continuant à avoir un enfant relativement tôt, population moins diplômées et s'orientant plus rapidement vers une trajectoire familiale. Cette population depuis une quinzaine d'année ne se réduit plus et adopte un comportement fécond spécifique, notamment dans certains territoires. Les enquêtes annuelles de recensement s'avèrent une source adaptée pour mener ce type d'études et la possibilité, dans les territoires urbains, de mener des études à des échelons géographiques plus fins, ne ferait que renforcer ce potentiel. De plus, nous n'avons pas exploité l'ensemble des possibilités de ces données<sup>13</sup>. Il faut maintenant valoriser davantage les données en analysant par exemple, plus en détail la composition des ménages dans lesquels ces femmes vivent.

Ces résultats appellent des travaux plus détaillés certes géographiquement mais aussi socialement et culturellement. Les premiers résultats de l'exploitation de l'enquête Erfi sont de ce point de vue intéressants. Ils montrent, par exemple que la pratique religieuse, l'histoire familiale des personnes sont deux variables significatives. D'autres analyses complémentaires, réalisées à partir de l'enquête famille de 1999, montrent des contrastes important selon le type de quartier, des trajectoires d'entrée dans la vie adulte<sup>14</sup>.

---

<sup>11</sup> Odds Ratios valent respectivement 2,96, 2,45, 2,36, 1,96 et 1,11 pour les femmes qui habitaient dans la même commune mais un autre logement, dans une autre commune mais dans le département, dans un autre département de la région, hors de la région en métropole, et hors de la région hors de métropole.

<sup>12</sup> La définition des classes est le résultat d'une classification ascendante hiérarchique à partir de différentes variables socio économiques des chefs de ménages mais aussi certaines qualifiant les femmes de 20-24 ans

<sup>13</sup> Les données 2007 sont livrées à l'échelon de l'IRIS

<sup>14</sup> Ces résultats ne sont pas exposés dans cette communication et sont en cours pour une publication à venir.

TABEAU 2 : STATISTIQUES DESCRIPTIVES ET STRUCTURES DE LA POPULATION DES FEMMES AGEES DE 24 ANS  
L'ANNEE DU RECENSEMENT (2006)- « Avoir au moins 1 enfant » et « Avoir au moins deux enfants »

		Structure de l'ensemble des femmes	Au moins 1 enfant		Au moins 2 enfants	
			Structure des mères d'au moins 1 enfant	% des femmes qui sont mères d'au moins 1 enfant	Structure des mères d'au moins 2 enfants	% des femmes qui sont mères d'au moins 2 enfants
Situation de couple	Couple cohabitant	47,8%	80,3%	35,2%	81,6%	11,0%
	Ne vit pas en couple	52,2%	19,7%	7,9%	18,4%	2,3%
Etat matrimonial	Célibataire	84,0%	60,8%	15,2%	52,9%	4,1%
	Mariée, veuve ou divorcée	16,0%	39,2%	51,4%	47,1%	18,9%
Diplôme le plus élevé	Aucun diplôme ou CEP	9,2%	22,8%	51,8%	37,0%	25,8%
	BEPC, brevet élémentaire, brevet des collèges	4,0%	8,0%	42,4%	10,8%	17,6%
	Certificat d'aptitudes professionnelles	5,0%	10,1%	42,1%	11,2%	14,4%
	Brevet d'études professionnelles	10,5%	20,5%	40,7%	20,8%	12,7%
	Baccalauréat général, brevet supérieur	9,5%	8,9%	19,7%	6,2%	4,2%
	Bac technologique ou professionnel, BP, Capacité	14,4%	15,4%	22,5%	8,5%	3,8%
	DU 1er cycle, BTS, DUT, inf ou Trav, soc DU 2ème ou 3ème cycle	23,3% 24,1%	10,8% 3,6%	9,7% 3,1%	3,8% 1,6%	1,0% 0,4%
Situation d'études	En cours d'études	19,5%	4,2%	4,5%	2,7%	0,9%
	Pas d'étude	80,5%	95,8%	24,9%	97,3%	7,8%
Catégorie socio professionnelle	Indépendants	1,0%	1,4%	28,4%	1,1%	6,7%
	Cadre et profession intellectuelle supérieure	6,3%	0,9%	2,9%	0,5%	0,5%
	Profession Intermédiaire	23,9%	11,2%	9,8%	4,4%	1,2%
	Employée	40,6%	45,9%	23,7%	30,3%	4,8%
	Ouvrière	6,9%	10,0%	30,3%	7,8%	7,3%
	Autres personnes sans activité professionnelle	21,2%	30,7%	30,3%	55,9%	16,9%
Lieu de naissance	Immigrée	9,0%	13,9%	32,5%	17,5%	12,5%
	Non immigrée	91,0%	86,1%	19,8%	82,5%	5,8%
Situation vis-à-vis du logement	Propriétaire	28,2%	20,6%	15,3%	17,5%	4,0%
	Locataire non HLM	44,0%	40,6%	19,3%	36,6%	5,4%
	Locataire HLM	19,8%	34,1%	36,0%	41,5%	13,5%
	Locataire ou sous-locataire d'un meublé ou chambre d'hôtel ou logé gratuitement	8,0%	4,8%	12,5%	4,4%	3,5%
Résidence antérieure	Dans le même logement	25,4%	11,7%	9,6%	16,1%	4,1%
	Dans un autre logement de la même commune	19,9%	29,7%	31,3%	32,6%	10,5%
	Dans une autre commune du département	25,3%	34,1%	28,3%	30,0%	7,6%
	Dans un autre département de la région	9,3%	8,3%	18,8%	6,7%	4,6%
	Hors de la région de résidence actuelle en métropole	15,9%	11,1%	14,7%	10,0%	4,1%
	Hors de la région de résidence actuelle et hors de la métropole	4,3%	5,1%	25,2%	4,6%	7,0%
Type de pseudo canton	Villes étudiantes	23,6%	11,1%	9,8%	10,1%	2,8%
	Périurbains favorisés	10,3%	11,0%	22,5%	9,6%	6,0%
	Urbain moins étudiants et touristiques	20,8%	20,6%	20,8%	20,6%	6,4%
	Ruraux ou industriels	6,8%	8,6%	26,5%	8,3%	7,9%
	Urbains résidentiels et aisés	9,1%	7,1%	16,4%	5,6%	3,9%
	Défavorise d'Ile de France	4,8%	5,3%	23,4%	5,6%	7,6%
	Industriels	9,9%	14,5%	30,9%	16,0%	10,5%
	Périurbains mixtes moins favorisés	5,8%	7,4%	26,5%	6,9%	7,6%
	Urbains ouvriers	5,0%	7,8%	32,8%	9,5%	12,3%
Plus ruraux	4,0%	6,5%	34,6%	7,6%	12,4%	
Ensemble	Effectif : 131 124 enquêtées - 382 276 (pondéré)			20,97%		6,40%

TABLEAU 3 : RESULTATS DES REGRESSIONS LOGISTIQUES « AVOIR AU MOINS UN ENFANT » ET « AVOIR AU MOINS DEUX ENFANTS » « Avoir au moins 1 enfant » et « Avoir au moins deux enfants »

		Modèle 1 : Au moins 1 enfant			Modèle 2 : Au moins 2 enfants		
		OR	Sign.	OR Stat des	OR	Sign.	OR Stat des
Situation de couple	Couple cohabitant	4,27	***	6,33	3,53	***	5,25
	Ne vit pas en couple	Ref			Ref		
Etat matrimonial	Célibataire	Ref			Ref		
	Mariée, veuve ou divorcée	2,59	***	5,90	2,21	***	5,45
Diplôme le plus élevé	Aucun diplôme ou CEP	13,11	***	33,59	19,97	***	86,58
	BEPC, brevet élémentaire, brevet des collèges	11,50	***	23,01	17,57	***	53,18
	Certificat d'aptitudes professionnelles	10,11	***	22,73	12,91	***	41,89
	Brevet d'études professionnelles	9,60	***	21,45	11,71	***	36,22
	Baccalauréat général, brevet supérieur	4,40	***	7,67	5,01	***	10,92
	Bac technologique ou professionnel, BP, Capacité	4,31	***	9,07	4,14	***	9,84
	DU 1er cycle, BTS, DUT, inf ou Trav, soc DU 2ème ou 3ème cycle	1,96 Ref	***	3,36	1,65 Ref	***	2,52
Situation d'études	En cours d'études	0,27	***	0,14	0,20	***	0,11
	Pas d'étude	Ref			Ref		
Catégorie socio professionnelles	Indépendants	1,02	-	1,28	1,15	-	1,42
	Cadre et profession intellectuelle supérieure	0,53	***	0,10	0,78	-	0,10
	Profession Intermédiaire	0,73	***	0,35	0,65	***	0,24
	Employée	Ref			Ref		
	Ouvrière	0,93	**	1,40	0,95	-	1,56
Autres personnes sans activité professionnelle	3,33	***	1,40	6,91	***	4,03	
Lieu de naissance	Immigrée	1,02	-	1,95	0,79	***	2,32
	Non immigrée	Ref			Ref		1,00
Situation vis-à-vis du logement	Propriétaire	0,97	-	0,76	0,88	**	0,73
	Locataire non HLM	Ref			Ref		
	Locataire HLM Locataire ou sous-locataire d'un meublé ou chambre d'hôtel ou logé gratuitement	1,83 0,86	*** ***	2,35 0,60	1,63 0,90	*** *	2,73 0,64
Résidence antérieur	Dans le même logement	Ref			Ref		
	Dans un autre logement de la même commune	2,96	***	4,29	1,76	***	2,74
	Dans une autre commune du département	2,45	***	3,72	1,45	***	1,92
	Dans un autre département de la région	2,36	***	2,18	1,38	***	1,13
	Hors de la région de résidence actuelle en métropole Hors de la région de résidence actuelle et hors de la métropole	1,96 1,11	*** *	1,62 3,17	1,31 0,42	*** ***	1,00 1,76
Type de pseudo canton	Villes étudiantes	Ref			Ref		
	Périurbains favorisés	1,71	***	2,67	1,50	***	2,22
	Urbain moins étudiants et touristiques	1,36	***	2,42	1,23	***	2,37
	Ruraux ou industriels	1,69	***	3,32	1,78	***	2,98
	Urbains résidentiels et aisés	1,39	***	1,81	1,18	*	1,41
	Défavorisé d'Ile de France	1,41	***	2,81	1,22	*	2,86
	Industriels	1,80	***	4,12	1,63	***	4,07
	Périurbains mixtes moins favorisés	1,78	***	3,32	1,44	***	2,86
	Urbains ouvriers Plus ruraux	1,62 1,94	*** ***	4,49 4,87	1,37 2,12	*** ***	4,87 4,91

## BIBLIOGRAPHIE

- BERGOUIGNAN C., 2005. "Âge à la fin des études et arrivée du premier enfant." P. 377-412 dans *La population de la France - Evolutions démographiques depuis 1946*, vol. Tome I.
- BRETON D., TEMPORAL F., 2010 "Des enfants de plus en plus tard ? Territoires de résistances en outremer", Chaire Quételet 2010, retournements et résistance de la fécondité dans les pays du Sud, Louvain, 24-26 novembre 2010, 20 p.
- BRETON D., 2005, « Fécondité et naissances précoces dans un département d'outre-mer : le cas de l'île de la Réunion », in Cahier n°156 Histoires de familles, histoires familiales Sous la direction de Cécile Lefèvre et Alexandra Filhon, Paris, Ined, XXXVIII, p. 149-171
- BRETON D., PRIOUX F., 2009, "The one-child family : France in the European context" , Demographic research, vol 20, art. 27, 9 June 2009, p. 657-692
- BRETON D., 2010, « Territoires et fécondité par âge – la France en 2006 », XVe Colloque national de démographie, *Fécondité - Représentation, causalité, prospective*, Cudep, Strasbourg, mai.
- CHANDOLA T., COLEMAN D. COLEMAN D.A., ET R; W; HIORNS IORNS W. R. 1999. "Recent European fertility patterns: fitting curves to 'distorted' distributions." *Population studies* 53:317-329.
- CHANDOLA T., COLEMAN D. COLEMAN D.A., ET R; W; HIORNS IORNS W. R. 2002. Distinctive features of age-specific fertility profiles in the English-speaking world: Common patterns in Australia, Canada, New Zealand and the United States." *Population studies* 56:181-200. .
- Depp, 2007, « l'état de l'École : 30 indicateurs sur le système éducatif français » l'état de l'école n°17, 82p.
- DESPLANQUES, G., 1993 Mesurer les disparités de fécondité à l'aide du seul recensement - *Population*, revue de l'INED, n° 6, pp. 2011-2023
- KERSUZAN C., 2009, "Changement de logement et naissances des enfants", dans *A l'interaction du géographique et du social : la famille (im) mobile*, *Recherches familiales*, n°6, pp. 7-25,
- KOSTAKI A., ET PARASKEVI . 2007. "Modeling fertility in modern populations." *Demographic Research* 16:141 - 194.
- Lutz, W. and V. Skirbekk. , 2005. Policies addressing the tempo effect in low-fertility countries. *Population and Development Review* 31(4): 699-720
- SARDON J.P., 2006, « La fécondité dans les pays anglophones développés hors d'Europe : Canada, États-Unis, Australie et Nouvelle-Zélande », *Population-F*, 61(3), pp. 301-328