

Mesurer les disparités de fécondité à l'aide du seul recensement

In: Population, 48e année, n°6, 1993 pp. 2011-2023.

Citer ce document / Cite this document :

Desplanques Guy. Mesurer les disparités de fécondité à l'aide du seul recensement. In: Population, 48e année, n°6, 1993 pp. 2011-2023.

http://www.persee.fr/web/revues/home/prescript/article/pop_0032-4663_1993_num_48_6_4133

Résumé

Desplanques (Guy). - Mesurer les disparités de fécondité à l'aide du seul recensement Le plus souvent, dans les pays industrialisés, les indicateurs de fécondité sont calculés en rapprochant les données d'état civil des effectifs dénombrés aux recensements ou produits par un registre. Une autre méthode utilise le recensement : celle des enfants déclarés au foyer. Au lieu des naissances, on prend en compte les enfants nés récemment. Les deux méthodes ont leurs atouts et leurs limites. L'attention est portée ici à deux variables : la nationalité et le lieu de résidence. Après une comparaison des résultats obtenus par les deux méthodes, on tire parti des possibilités de la méthode des enfants déclarés au foyer en prenant en compte des variables ne figurant pas dans les fichiers d'état civil. Cette analyse fait apparaître d'une part, une fécondité beaucoup plus faible des étrangères qui vivent en France depuis plusieurs années, d'autre part une forte fécondité au cours des années précédant le recensement des femmes qui ont changé de région entre 1982 et 1990 : un déménagement précède ou suit assez souvent la venue des enfants.

Abstract

Desplanques (Guy). - Measuring Fertility Difference with a Single Census Birth rates in industrialized countries have generally been calculated by relating civil registration data to populations enumerated in censuses, or obtained from registration. Another method makes use of the number of children enumerated in each household, who are declared in the census, and counts numbers of children born recently, rather than births. Each method has its advantages and disadvantages. In this paper two variables are considered: nationality and place of residence. When estimates obtained by the two methods are compared, there are advantages in using the number of children returned in the census, since civil registers do not contain information on these topics. The analysis shows that the fertility of foreign women who have lived in France for several years is relatively low, and that birth rates for women who have moved from one region to another between 1982 and 1990 have been higher. Change of residence is often associated with the birth of a child.

Resumen

Desplanques (Guy). - Medir las disparidades de fecundidad con la unica ayuda del censo En los países industrializados, los indicadores de fecundidad se calculan habitualmente poniendo los datos de estado civil en relación con los efectivos del censo o con los que aparecen en los registros. En otro de los métodos de cálculo se utiliza únicamente el censo: el método de hijos declarados en el hogar. En lugar de nacimientos, se toman en cuenta los niños nacidos recientemente. Ambos métodos tienen ventajas y límites. En el presente artículo la atención se centra en dos variables: nacionalidad y lugar de residencia. Después de una comparación de los resultados obtenidos a través de los dos métodos, se aprecian las posibilidades del método de los hijos en el hogar teniendo en cuenta las variables que no figuran en los ficheros de estado civil. Este análisis muestra, por un lado, una fecundidad menor de las extranjeras que viven en Francia desde hace varios años, y, por otro lado, una elevada fecundidad en los años anteriores al censo de las mujeres que cambiaron de región entre 1982 y 1990: un cambio de residencia precede o es a menudo consecuencia de la llegada de hijos.

MESURER LES DISPARITÉS DE FÉCONDITÉ À L'AIDE DU SEUL RECENSEMENT

Guy DESPLANQUES*

Le plus souvent, un recensement est d'abord utilisé comme une photographie à un moment donné : il fournit les structures de la population suivant diverses variables. Cependant, certaines informations recueillies dans le bulletin de recensement sont de nature biographique et permettent d'autres utilisations.

Ainsi, la question sur le lieu de domicile au 1^{er} janvier de l'année du recensement précédent, qui figure dans les recensements français depuis 1962, permet de mesurer les flux migratoires entre ce 1^{er} janvier et la date du recensement, ou du moins leur résultante au cours de la période.

Mais le recensement offre aussi la possibilité de mesurer la fécondité, en appliquant une méthode connue sous le nom de « décompte des enfants au foyer » (*own children method* pour les Anglo-Saxons). Le principe en est simple. Dans les pays où la mortalité des enfants est faible et où la famille nucléaire domine, la plupart des enfants nés dans les années qui précèdent de peu le recensement sont vivants au moment du recensement et recensés avec leur mère. La date de naissance des enfants étant connue, ainsi que celle de leur mère, on peut calculer l'âge des femmes à la naissance de leurs enfants. Le recensement fournit ainsi la répartition des enfants suivant l'âge des mères à la naissance et celle des femmes suivant l'âge. On peut donc calculer des taux de fécondité par âge et, de là, obtenir l'indice synthétique de fécondité.

Cette méthode est, en général, de moins bonne qualité que la méthode habituelle consistant à rapprocher les effectifs d'enfants issus de l'état civil, des effectifs de femmes provenant des recensements ou d'évaluations. En effet, certains enfants vivent avec leur père seul, ou en dehors d'une famille. En mars 1990, 2,6 % des enfants nés en 1989 ne vivent pas avec une mère de famille. En outre, la notion de famille, dans les recensements français, ne s'appuie pas sur le lien biologique. Une femme vivant en couple avec un homme qui élève des enfants qu'il a eus d'une précédente

* INSEE-INED.

union est considérée comme la mère des enfants. Ceci explique que des mères puissent être à peine plus âgées que les « enfants » de la même famille, ou au contraire trop âgées pour être leurs mères biologiques. Dans la mesure où, à la suite d'une séparation, ce sont en général les mères qui élèvent les enfants, ces cas sont cependant assez rares. Enfin les dates de naissance sont quelquefois absentes ou erronées.

Étant calculés à partir des seuls enfants qui vivent avec leur mère, les taux de fécondité par âge, et donc l'indicateur qui en est déduit, sont sous-estimés.

Si la méthode « décompte des enfants au foyer », qui sera désignée sous le nom de méthode DEF dans la suite, n'a pas grand intérêt au niveau d'ensemble, elle devient utile quand on s'intéresse à des populations particulières. En effet, la méthode classique trouve rapidement ses limites : elle ne peut prendre en compte que les variables présentes et exploitées à la fois dans les bulletins de naissance et dans les bulletins individuels de recensement. Par exemple, elle ne permet pas de calculer la fécondité suivant la région de naissance de la mère (le bulletin de naissance comporte le département de naissance des parents, mais cette information n'est pas codée).

Même quand la méthode classique est utilisable, la méthode DEF peut s'avérer pertinente et complémentaire. L'étude des disparités de fécondité suivant le lieu de résidence et suivant la nationalité illustre cet apport. Mais avant d'aborder ces analyses, nous procéderons à une comparaison chiffrée des deux méthodes.

Méthode classique et DEF Sur l'ensemble des trois années 1987 à 1989, l'indice synthétique de fécondité, calculé à partir du seul recensement, s'élève à 1,71 enfant par femme, alors que la méthode classique l'évalue à près de 1,80 [1]. La sous-estimation est d'environ 5%. La mortalité infantile avoisine 1% ; la proportion d'enfants qui ne vivent pas avec leur mère est de 2,5%. Ces deux effets expliquent un écart de quelque 3,5%. Il faut y ajouter les omissions de très jeunes enfants.

Cette proximité est rassurante. Certes, si le recensement sous-estimait fortement la population, les indices de fécondité classiques seraient sur-estimés, mais par ailleurs, comme les personnes seules, sans enfant, échappent davantage aux agents recenseurs, la méthode DEF doit aussi conduire à une fécondité plus forte. Un défaut d'exhaustivité produit donc un biais de même sens avec les deux modes de calcul.

La comparaison des taux de fécondité par âge est également instructive sur le type de biais que produit la méthode DEF. Elle fait apparaître une forte sous-estimation aux âges faibles : à 17 ans, le taux de fécondité est de 3 pour 1 000, soit environ la moitié du taux calculé à l'aide de l'état civil (tableau 1). L'âge augmentant, la sous-estimation diminue : elle

TABLEAU 1. – TAUX DE FÉCONDITÉ PAR ÂGE EN 1988 (MÉTHODE CLASSIQUE) ET EN 1987-89 (MÉTHODE DEF) (P. 1000 FEMMES)

| Age de la mère à la naissance | Méthode DEF 87-89 | Méthode classique 1988 | Ecart relatif DEF/classique |
|----------------------------------|-------------------------|------------------------------|--------------------------------|
| 15 ans | 0,2 | 0,5 | - 60,0 |
| 16 | 1,1 | 2,1 | - 47,6 |
| 17 | 3,7 | 5,6 | - 33,9 |
| 18 | 9,5 | 12,7 | - 25,2 |
| 19 | 21,6 | 25,8 | - 16,3 |
| 20 | 37,1 | 43,0 | - 13,7 |
| 21 | 54,1 | 60,1 | - 10,0 |
| 22 | 73,7 | 79,6 | - 7,6 |
| 23 | 96,6 | 102,6 | - 5,8 |
| 24 | 116,7 | 123,6 | - 5,6 |
| 25 | 133,1 | 140,8 | - 5,5 |
| 26 | 140,7 | 149,0 | - 5,6 |
| 27 | 141,3 | 148,2 | - 4,7 |
| 28 | 134,0 | 140,8 | - 4,8 |
| 29 | 123,4 | 129,8 | - 4,9 |
| 30 | 111,2 | 116,0 | - 4,1 |
| 31 | 97,4 | 101,7 | - 4,2 |
| 32 | 83,1 | 87,4 | - 4,9 |
| 33 | 71,5 | 73,3 | - 2,5 |
| 34 | 59,9 | 61,7 | - 2,9 |
| 35 | 49,6 | 50,9 | - 2,6 |
| 36 | 40,7 | 41,4 | - 1,7 |
| 37 | 32,4 | 32,1 | 0,9 |
| 38 | 24,4 | 24,5 | - 0,4 |
| 39 | 17,9 | 17,8 | 0,6 |
| 40 | 13,3 | 12,6 | 5,6 |
| 41 | 9,3 | 8,6 | 8,1 |
| 42 | 6,1 | 5,4 | 13,0 |
| 43 | 3,9 | 3,3 | 18,2 |
| 44 | 2,6 | 2,0 | 30,0 |
| 45 | 1,7 | 0,9 | 88,9 |
| 46 | 1,1 | 0,5 | 120,0 |
| 47 | 0,9 | 0,2 | 350,0 |
| 48 | 0,6 | 0,2 | 200,0 |
| 49 | 0,5 | 0,1 | 400,0 |
| 50 | 0,4 | 0,0 | |
| 51 | 0,3 | 0,0 | |
| 52 | 0,3 | 0,0 | |
| 53 | 0,3 | 0,0 | |

devient inférieure à 10% vers 24 ans. Aux âges élevés, les taux sont même surestimés. Ces divergences proviennent en partie de la difficulté à déterminer les liens familiaux dans certains ménages. Quand une jeune femme qui élève seule son enfant vit chez ses parents, il peut arriver que l'enfant soit considéré non comme l'enfant de la jeune femme, mais comme celui de sa mère. En outre, une jeune mère n'élève pas toujours son enfant : en cas de séparation ou de divorce, il peut être gardé par le père ; il peut aussi être confié aux parents ou placé.

Fécondité et nationalité

Lors des derniers recensements, pour calculer des indicateurs de fécondité par nationalité, on s'est souvent appuyé sur la méthode classique [2, 3]. Elle fournit des résultats de bonne qualité à plusieurs conditions. D'une part, le codage de la nationalité doit être identique au recensement et dans les bulletins de naissance, de façon à assurer une cohérence dans le calcul des taux entre numérateurs et dénominateurs. D'autre part, la population étrangère doit être recensée avec la même exhaustivité que la population française. Si une proportion importante d'étrangères échappe au recensement, leur fécondité est surestimée. Mais une autre condition est nécessaire : que les mères des enfants enregistrés à l'état civil et donc nés en France résident bien en métropole. Cette condition n'est peut-être pas remplie pour toutes les nationalités. Là encore, la fécondité peut être surestimée.

Par construction, la méthode DEF évite les diverses difficultés ci-dessus. Si le recensement n'est pas exhaustif, elle ne produit de biais que si la population non recensée a des comportements très différents de celle qui a été recensée. Mais les deux calculs ne mesurent pas exactement la même chose. La méthode DEF prend en compte des enfants qui ne sont pas nés sur le territoire métropolitain mais présents au moment du recensement ; la méthode classique ne retient que les enfants nés en France. En outre, la première méthode prend en compte les naissances des années 1987-1989, la seconde les naissances de 1989 et 1990.

On aurait pu calculer, à partir du recensement, des indices qui ne se fondent que sur les enfants nés en France métropolitaine. D'une certaine façon, on se serait rapproché ainsi du calcul de la méthode classique. Mais d'une part, on aurait provoqué un biais du fait des femmes arrivées très peu de temps avant le recensement. D'autre part, les acquisitions de nationalité peuvent aussi créer un biais si elles se révèlent liées aux naissances : dans ce cas, en effet, la méthode DEF exclut les femmes qui ont acquis la nationalité française récemment.

Pour les Espagnoles, les Italiennes et les ressortissantes des pays de la CEE autres que le Portugal, la fécondité est plus élevée avec la méthode DEF qu'avec la méthode classique (tableau 2). L'indicateur DEF comptabilise des enfants qui peuvent être nés à l'étranger et ne reflète pas les comportements en France.

Pour les Portugaises, les Algériennes, les Tunisiennes et les Turques, les écarts entre les deux méthodes sont conformes au sens attendu, compte tenu des enfants qui ne vivent pas avec leur mère : l'indicateur est plus faible avec la méthode DEF. Pour les Marocaines et pour les femmes originaires d'Asie du sud-est, au contraire, il est un peu plus élevé. Pour les Marocaines, on peut penser que la méthode DEF intègre des enfants nés à l'étranger et arrivés dans le cadre des regroupements familiaux, nombreux jusqu'à une date récente pour cette nationalité.

TABLEAU 2. – INDICATEUR CONJONCTUREL DE FÉCONDITÉ SUIVANT LA NATIONALITÉ AVEC LA MÉTHODE DEF ET LA MÉTHODE CLASSIQUE (NOMBRE D'ENFANTS PAR FEMME)

| Nationalité | Méthode DEF 87-89 | Méthode classique 89-90 |
|---------------|----------------------|----------------------------|
| Ensemble | 1,71 | 1,78 |
| Française | 1,64 | 1,7 |
| Etrangère | | 2,8 |
| Espagnole | 1,6 | 1,5 |
| Italienne | 1,6 | 1,4 |
| Portugaise | 1,8 | 1,9 |
| Autres C.E.E. | 1,8 | 1,4 |
| Algérienne | 3,0 | 3,2 |
| Marocaine | 3,6 | 3,5 |
| Tunisienne | 3,7 | 3,9 |
| Turque | 3,6 | 3,7 |

Pour les femmes d'Afrique noire, la méthode classique affiche une fécondité beaucoup plus élevée que la méthode DEF. Si cette dernière sous-estime légèrement la réalité, il est tout à fait possible que la méthode classique la surestime. En effet, le calcul classique mené nationalité par nationalité aboutit à des niveaux quelquefois surprenants. Deux biais différents peuvent se conjuguer pour expliquer ces niveaux : soit une partie des femmes venues de ces pays n'ont pas été recensées, soit des femmes accouchent en France sans y résider.

Le résultat obtenu pour les Algériennes mérite d'être signalé. En effet, compte tenu des règles juridiques d'attribution de la nationalité aux personnes nées en Algérie, des femmes peuvent se déclarer à tort algériennes, alors qu'elles sont françaises. Avec la méthode classique, il peut y avoir incohérence entre les numérateurs et les dénominateurs. De fait, la courbe des taux de fécondité par âge mesurée à l'aide de l'état civil et du recensement révèle certaines irrégularités : elle présente un creux correspondant aux générations 1960 à 1962.

Outre l'intérêt méthodologique qu'offrent ces comparaisons, la méthode DEF permet de prendre en compte des variables comme la nationalité antérieure, pour les Français par acquisition, ou le lieu de résidence antérieure. Ces variables sont intéressantes pour une étude de l'adaptation des immigrés aux comportements métropolitains [5].

Comme on pouvait s'y attendre, les femmes qui ont acquis la nationalité française et qui sont originaires de pays à fécondité élevée ont beaucoup moins d'enfants que les ressortissantes des mêmes pays qui vivent en France. Ainsi, l'indice synthétique de fécondité est de 2,4 pour les femmes nées marocaines et devenues françaises, alors qu'il s'élève à 3,6

pour les Marocaines (tableau 3). L'écart relatif est du même ordre pour les autres pays d'immigration non européens.

TABLEAU 3. – INDICATEUR CONJONCTUREL DE FÉCONDITÉ SUIVANT LA NATIONALITÉ D'ORIGINE ET LA NATIONALITÉ FRANÇAISE (NOMBRE D'ENFANTS PAR FEMME. MÉTHODE DEF 1987-89)

| Nationalité d'origine | Femmes étrangères à la naissance | | |
|-----------------------|----------------------------------|----------------------------|-----------|
| | Ensemble | Françaises par acquisition | Etrangère |
| Ensemble | 2,85 | 2,05 | 3,14 |
| dont : | | | |
| Portugaise | | 1,72 | 1,84 |
| Algérienne | 2,81 | 2,01 | 3,00 |
| Marocaine | 3,39 | 2,35 | 3,59 |
| Tunisienne | 3,28 | 2,13 | 3,65 |
| Asie du Sud-Est (1) | 2,64 | 2,09 | 3,2 |
| Turquie | 3,47 | 2,06 | 3,56 |

(1) Cambodge, Laos, Viêt-nam.

Dans la mesure où l'acquisition de la nationalité française est peu répandue pour ces nationalités, la prise en compte des femmes qui sont devenues françaises ne réduit qu'assez peu la fécondité des originaires des pays correspondants.

Parmi les raisons qui expliquent l'écart entre les étrangères et les Françaises par acquisition, figure l'ancienneté plus réduite du séjour en France des premières. Alors que l'indice synthétique de fécondité est de 4,5 enfants pour les Algériennes qui résidaient hors métropole en 1982, il n'est que de 2,7 pour celles qui étaient déjà là à cette date (tableau 4). Pour les immigrées venues du Maroc, l'écart est de même sens mais plus limité : 4,5 et 3,4.

L'écart peut sembler important et indiquer que les étrangères se rapprochent rapidement des Françaises. Il faut tout de même tenir compte du fait que l'arrivée de femmes en France se fait assez souvent dans le cadre du regroupement familial, à un moment de leur vie où les femmes constituent leur famille et ont donc une fécondité élevée. Par exemple, l'indice de fécondité des Portugaises arrivées en France après 1982 est de 2,5 enfants au cours des années 1987-1989, bien plus que le niveau observé actuellement au Portugal, voisin de 1,5.

Fécondité et lieu de résidence

Pour le calcul des disparités de fécondité entre régions, la méthode classique ne présente pas les problèmes de cohérence relevés pour la mesure de la fécondité des étrangères vivant en France [4]. Il n'y a pas lieu

de craindre des codages différents entre les lieux de domicile recueillis dans les statistiques de l'état civil et dans les recensements. D'autre part, l'exhaustivité de la collecte, même si elle n'est pas identique dans toutes les régions, n'altère pas les comparaisons.

De fait, les deux calculs aboutissent à une carte de la fécondité très proche : le Nord-Pas-de-Calais et la Picardie sont, dans les deux cas, les régions les plus fécondes (tableau 4). A l'opposé, les régions du sud-ouest, le Limousin en particulier, sont, avec l'Auvergne, les plus malthusiennes.

Suivant les régions, l'écart relatif entre les deux calculs se situe dans une fourchette de 0 à 10 %, Corse exceptée. Un tel éventail peut paraître large. Il ne doit rien ou presque à la mortalité infantile ou à la proportion d'enfants qui ne vivent pas avec leur mère. Celle-ci varie selon les régions

TABLEAU 4. – INDICATEUR CONJONCTUREL DE FÉCONDITÉ SUIVANT LA RÉGION MESURE CLASSIQUE (1989-1990) ET MÉTHODE DEF (1987-1989)
(NOMBRE D'ENFANTS PAR FEMME, ÉCART EN %)

| | Méthode classique | Méthode DEF | Ecart entre les deux méthodes | |
|----------------------|-------------------|-------------|-------------------------------|--------|
| | | | Relatif | Recalé |
| Ensemble | 1,78 | 1,71 | - 3,9 | 0,0 |
| Ile-de-France | 1,83 | 1,65 | - 9,8 | - 6,2 |
| Champagne | 1,83 | 1,79 | - 2,2 | 1,8 |
| Picardie | 1,92 | 1,90 | - 1,0 | 3,0 |
| Haute-Normandie | 1,90 | 1,85 | - 2,6 | 1,4 |
| Centre | 1,75 | 1,72 | - 1,7 | 2,3 |
| Basse-Normandie | 1,83 | 1,84 | 0,6 | 4,7 |
| Bourgogne | 1,76 | 1,72 | - 2,3 | 1,7 |
| Nord-Pas-de-Calais | 2,01 | 1,99 | - 1,0 | 3,1 |
| Lorraine | 1,76 | 1,74 | - 1,1 | 2,9 |
| Alsace | 1,74 | 1,69 | - 2,9 | 1,1 |
| Franche-Comté | 1,80 | 1,80 | 0,0 | 4,1 |
| Pays de la Loire | 1,82 | 1,82 | 0,0 | 4,1 |
| Bretagne | 1,78 | 1,77 | - 0,6 | 3,5 |
| Poitou-Charentes | 1,65 | 1,63 | - 1,2 | 2,8 |
| Aquitaine | 1,58 | 1,53 | - 3,2 | 0,8 |
| Midi-Pyrénées | 1,55 | 1,48 | - 4,5 | - 0,6 |
| Limousin | 1,44 | 1,43 | - 0,7 | 3,4 |
| Rhône-Alpes | 1,81 | 1,77 | - 2,2 | 1,8 |
| Auvergne | 1,54 | 1,49 | - 3,3 | 0,7 |
| Languedoc-Roussillon | 1,69 | 1,62 | - 4,1 | - 0,2 |
| Provence-Côte-d'Azur | 1,79 | 1,67 | - 6,7 | - 2,9 |
| Corse | 1,71 | 1,53 | - 10,5 | - 6,9 |

entre 1,7 et 3,3 % : elle est minimale en Bretagne et culmine en Picardie (tableau 5).

En Ile-de-France, la valeur obtenue par la méthode DEF est également nettement plus faible que la valeur obtenue par la méthode classique : 10 % d'écart. Si on cale les estimations obtenues par la méthode DEF, pour les

TABLEAU 5. – RÉPARTITION DES ENFANTS DE 1 À 3 ANS SUIVANT LA SITUATION FAMILIALE ET LA RÉGION – 1990

| | Effectif d'enfants | Ne vivent pas en famille | | Ne vivent pas avec la mère % |
|----------------------|--------------------|--------------------------|------|------------------------------|
| | | Effectif | En % | |
| Ensemble | 2 259 256 | 47 964 | 2,1 | 2,5 |
| Ile-de-France | 467 515 | 10 663 | 2,3 | 2,9 |
| Champagne | 55 711 | 1 427 | 2,6 | 2,9 |
| Picardie | 80 606 | 2 366 | 2,9 | 3,3 |
| Haute-Normandie | 76 186 | 1 402 | 1,8 | 2,2 |
| Centre | 90 276 | 1 976 | 2,2 | 2,5 |
| Basse-Normandie | 56 720 | 968 | 1,7 | 2,0 |
| Bourgogne | 59 560 | 1 560 | 2,6 | 2,9 |
| Nord-Pas-de-Calais | 182 997 | 3 781 | 2,1 | 2,4 |
| Lorraine | 94 625 | 1 957 | 2,1 | 2,4 |
| Alsace | 67 813 | 1 317 | 1,9 | 2,3 |
| Franche-Comté | 44 000 | 788 | 1,8 | 2,0 |
| Pays de la Loire | 122 579 | 1 875 | 1,5 | 1,8 |
| Bretagne | 104 576 | 1 472 | 1,4 | 1,7 |
| Poitou-Charentes | 54 860 | 1 264 | 2,3 | 2,7 |
| Aquitaine | 94 774 | 2 474 | 2,6 | 3,0 |
| Midi-Pyrénées | 79 868 | 1 876 | 2,3 | 2,9 |
| Limousin | 20 848 | 516 | 2,5 | 2,6 |
| Rhône-Alpes | 221 244 | 3 440 | 1,6 | 1,9 |
| Auvergne | 42 004 | 1 172 | 2,8 | 3,1 |
| Languedoc-Roussillon | 74 491 | 1 635 | 2,2 | 2,7 |
| Provence-Côte-d'Azur | 159 487 | 3 895 | 2,4 | 3,0 |
| Corse | 8 516 | 140 | 1,6 | 2,5 |

Source : recensement de 1990

années 1987-1989, sur celles de la méthode classique (années 1989-1990) pour tenir compte de la sous-estimation systématique en multipliant par 1,71/1,78, l'indice obtenu par la méthode DEF reste de 6% inférieur à l'autre pour l'Ile-de-France. La comparaison, après ce calage, fait apparaître des valeurs un peu plus faibles avec la méthode DEF pour les régions Provence-Alpes-Côte d'Azur et Midi-Pyrénées, et à peu près égales pour les autres régions du sud de la France, Rhône-Alpes excepté.

A l'opposé, les indices DEF sont beaucoup plus élevés que ceux de la méthode classique pour les régions de l'ouest, pour la Franche-Comté, le Nord-Pas-de-Calais, la Picardie.

Fécondité et mobilité interrégionale

En première approche, la méthode DEF sur-estime la fécondité par rapport à la méthode classique dans des régions de fécondité relativement élevée. Cependant, le lien est assez ténu : par exemple, l'Ile-de-France fait désormais partie de ces régions.

Plus étroite est la liaison entre cet écart et le solde migratoire. La formation d'une famille s'accompagne quelquefois de changements de lo-

gement, ne serait-ce que pour trouver un logement plus grand ou un environnement plus adapté à la vie avec de jeunes enfants [6]. Ces déménagements se font souvent dans la même région, mais pas toujours. Pour ceux qui vivent dans l'orbite de Paris, la migration peut ainsi conduire dans une région limitrophe, Picardie, Haute-Normandie ou Centre, simplement parce que c'est pour certains le seul moyen de trouver un logement à un prix abordable.

Les déplacements lointains se font plutôt à l'occasion d'événements liés à la vie professionnelle : poursuite des études, recherche d'emploi, migration de retraite. Cependant, les motifs d'ordre familial peuvent également influencer, en particulier pour le retour éventuel après un premier emploi dans une autre région.

Une partie des jeunes adultes qui quittent leur région y reviennent après la formation d'une famille. Les régions qui perdent des jeunes vont donc souvent accueillir des familles avec de jeunes enfants. Pour les régions limitrophes de l'Ile-de-France, ces mouvements se mêlent aux migrations qui traduisent l'extension de l'aire d'attraction de l'agglomération parisienne au-delà des limites régionales.

Si une migration intervient alors qu'un enfant vient de naître, la naissance va être affectée à la région de départ dans le calcul classique et à la région d'arrivée avec la méthode DEF. Les résultats observés sont bien conformes à cette hypothèse.

De fait, la fécondité est plus élevée pour les femmes qui ont changé de région. Quelle que soit la région, l'indice synthétique de fécondité pour les années 1987-1989 est plus élevé pour celles qui ont quitté la région que pour celles qui résidaient en 1990 dans la même région qu'en 1982 (tableau 6). La seule exception concerne les femmes qui se sont installées en Ile-de-France, pour lesquelles l'indice est un peu plus faible que pour les non-migrantes : 1,60 au lieu de 1,63. Pour les nouvelles arrivées dans toutes les autres régions, le niveau de fécondité est plus élevé. De même, les émigrées d'une région ont une fécondité plus élevée que les non-migrantes de la région. L'écart est particulièrement net pour les femmes qui ont quitté la région parisienne, dont l'indice de fécondité est de 2,2, le plus élevé de toutes les régions.

Pour elles, l'indice synthétique calculé avec la méthode DEF dépasse deux enfants par femme quelle que soit la région de destination (tableau 7). Il est très élevé pour les femmes qui se sont installées en Picardie, Haute-Normandie et Centre, régions où l'attraction de l'Ile-de-France s'exerce le plus, et en Franche-Comté. Il est un peu plus faible, mais tout de même proche de deux, pour les régions du midi.

Les résultats ne signifient pas que les femmes qui n'auront pas changé de région au cours de leur vie féconde auront eu moins d'enfants que les autres. Il est possible que le niveau de fécondité des migrantes soit élevé seulement dans la période qui entoure leur changement de domicile. Ce qui est certain, c'est que celui-ci s'accompagne d'un surcroît momentané

TABLEAU 6. – INDICATEUR CONJONCTUREL DE FÉCONDITÉ SUIVANT LA RÉGION ET LA RÉGION ANTÉRIEURE (NOMBRE D'ENFANTS PAR FEMME. MÉTHODE DEF 1987-89)

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|----------------------|------|------|------|------|------|------|
| Ile-de-France | 1,65 | 1,71 | 1,63 | 1,60 | 2,21 | 2,21 |
| Champagne | 1,79 | 1,74 | 1,73 | 2,15 | 1,91 | 3,07 |
| Picardie | 1,90 | 1,80 | 1,79 | 2,38 | 1,90 | 3,34 |
| Haute-Normandie | 1,85 | 1,79 | 1,78 | 2,22 | 1,90 | 3,21 |
| Centre | 1,72 | 1,59 | 1,59 | 2,22 | 1,74 | 3,10 |
| Basse-Normandie | 1,84 | 1,78 | 1,79 | 2,15 | 1,85 | 2,74 |
| Bourgogne | 1,72 | 1,64 | 1,64 | 2,12 | 1,77 | 2,76 |
| Nord-Pas-de-Calais | 1,99 | 1,99 | 1,98 | 1,97 | 2,16 | 3,09 |
| Lorraine | 1,74 | 1,71 | 1,70 | 2,06 | 1,85 | 2,74 |
| Alsace | 1,69 | 1,67 | 1,64 | 1,92 | 1,95 | 2,51 |
| Franche-Comté | 1,80 | 1,71 | 1,71 | 2,31 | 1,79 | 2,98 |
| Pays de la Loire | 1,82 | 1,77 | 1,78 | 2,12 | 1,87 | 2,34 |
| Bretagne | 1,77 | 1,70 | 1,71 | 2,21 | 1,89 | 2,20 |
| Poitou-Charentes | 1,63 | 1,56 | 1,56 | 1,99 | 1,74 | 2,15 |
| Aquitaine | 1,53 | 1,47 | 1,45 | 1,89 | 1,72 | 2,21 |
| Midi-Pyrénées | 1,48 | 1,43 | 1,40 | 1,77 | 1,72 | 2,19 |
| Limousin | 1,43 | 1,35 | 1,32 | 1,94 | 1,62 | 2,81 |
| Rhône-Alpes | 1,77 | 1,72 | 1,71 | 2,01 | 1,82 | 2,88 |
| Auvergne | 1,49 | 1,44 | 1,40 | 2,03 | 1,72 | 2,68 |
| Languedoc-Roussillon | 1,62 | 1,57 | 1,54 | 1,83 | 1,83 | 2,39 |
| Provence-Côte-d'Azur | 1,67 | 1,60 | 1,58 | 1,87 | 1,76 | 2,54 |
| Corse | 1,53 | 1,43 | 1,40 | 1,76 | 1,66 | 3,00 |

(1) Classement d'après la région de résidence en 1980
(2) Classement d'après la région de résidence en 1982
(3) Personnes n'ayant pas changé de région
(4) Personnes venues d'autres régions
(5) Personnes parties vers d'autres régions
(6) Personnes venues de hors métropole.

de naissances, soit qu'il crée des conditions favorables à une naissance, soit que l'agrandissement de la famille nécessite un déménagement, qui conduira parfois dans une autre région.

Ce constat incite à s'intéresser au lien activité féminine-migration. On sait que les taux d'activité des migrantes sont plus faibles que celui des non-migrantes, ne serait-ce que parce que dans les couples la mobilité des hommes se trouve facilitée si la femme est inactive ou renonce momentanément à travailler.

Dans ces conditions, le calcul de l'indicateur de fécondité d'une zone à l'aide de la méthode classique peut être très sensible à la manière dont les deux événements, naissance et déménagement, se succèdent.

Par ailleurs, la même analyse régionale révèle que la fécondité des femmes ayant immigré en métropole est assez liée à celle de la région d'accueil. Partout plus forte que celle des femmes qui étaient déjà en métropole, elle est tout de même assez faible dans le midi, élevée dans le Bassin Parisien, le nord et l'est. Toutefois, l'Ile-de-France et la Bretagne échappent à cette règle : la fécondité, en 1987-1989, des femmes qui ré-

TABLEAU 7. – INDICATEUR CONJONCTUREL DE FÉCONDITÉ SUIVANT LA RÉGION D'ORIGINE DES IMMIGRÉES EN ÎLE-DE-FRANCE ET LA RÉGION DE DESTINATION DES ÉMIGRÉES (NOMBRE D'ENFANTS PAR FEMME : MÉTHODE DEF 1987-89)

| | Immigrants | Émigrants |
|----------------------|------------|-----------|
| Champagne | 1,58 | 2,33 |
| Picardie | 1,66 | 2,49 |
| Haute-Normandie | 1,74 | 2,49 |
| Centre | 1,52 | 2,40 |
| Basse-Normandie | 1,71 | 2,30 |
| Bourgogne | 1,54 | 2,36 |
| Nord-Pas-de-Calais | 1,85 | 2,19 |
| Lorraine | 1,56 | 1,95 |
| Alsace | 1,75 | 2,33 |
| Franche-Comté | 1,56 | 2,51 |
| Pays de la Loire | 1,54 | 2,22 |
| Bretagne | 1,66 | 2,30 |
| Poitou-Charentes | 1,54 | 2,17 |
| Aquitaine | 1,43 | 2,00 |
| Midi-Pyrénées | 1,39 | 1,95 |
| Limousin | 1,36 | 2,33 |
| Rhône-Alpes | 1,59 | 2,14 |
| Auvergne | 1,60 | 2,01 |
| Languedoc-Roussillon | 1,53 | 1,99 |
| Provence-Côte-d'Azur | 1,59 | 2,00 |
| Corse | 1,75 | 1,52 |

sidaient hors métropole en 1982 y est relativement faible : 2,2 enfants en moyenne, au lieu de 2,45. Mais il faudrait tenir compte de la composition par nationalité de ces femmes, dont la diversité régionale pourrait justifier certains résultats.

Conclusion La diversité des approches peut parfois troubler un lecteur peu averti, en fournissant des valeurs différentes pour un indicateur apparemment défini sans ambiguïté. Mais elle oblige à prendre conscience des conditions de validité des calculs.

Ainsi, pour la fécondité, la méthode fondée sur les seules données de recensement donne des indications sur les biais qui affectent le calcul classique, qu'ils soient causés par la qualité des informations recueillies au recensement ou à l'état civil, ou qu'ils soient dus aux interactions avec les migrations. Elle se montre également très utile dans l'approfondissement de nos connaissances, en intégrant des variables complémentaires. Elle offre ainsi un bon moyen pour mettre en évidence la liaison entre fécondité et migration. L'analyse, ébauchée ici avec un découpage régional, pourrait être approfondie par la prise en compte de zonages plus détaillés ou en tout cas différents, comme la catégorie de commune.

Avec la méthode DEF, on peut concevoir d'isoler les premiers nés des familles, par exemple en supposant qu'un enfant né en 1987 et 1989

est un premier-né, s'il n'y a pas d'autre enfant de moins de 18 ans présent au ménage, et évaluer de cette façon l'intensité des naissances de rang un au cours d'une année. Là encore, la méthode compléterait les données issues des méthodes classiques.

Guy DESPLANQUES

BIBLIOGRAPHIE

- [1] COUET (C.), COURT (Y.) (1992). « La situation démographique en 1990 », *INSEE Résultats*, 16-17.
- [2] DESPLANQUES (G.), ISNARD (M.) (1993). « La fécondité des étrangères en France diminue », *INSEE, La société française*, 46-53.
- [3] SAUTORY (O.) (1984). « La fécondité par région et par nationalité en 1981-1982 », *INSEE, Premiers résultats*, 21, juillet.
- [4] ISNARD (M.) (1992). « La fécondité selon les régions en 1989-1990 », *INSEE Première*, 222, août.
- [5] GARSON (J.P.), MOULIER-BOUTANG (Y.), SILBERMAN (R.), TRIBALAT (M.) (1991). *Cent ans d'immigration, étrangers d'hier et d'aujourd'hui*, Travaux et documents, 131, INED-PUF.
- [6] COURGEAU (D.) (1987). « Constitution de la famille et urbanisation », *Population*, 42, 57-82.

DESPLANQUES (Guy). – Mesurer les disparités de fécondité à l'aide du seul recensement

Le plus souvent, dans les pays industrialisés, les indicateurs de fécondité sont calculés en rapprochant les données d'état civil des effectifs dénombrés aux recensements ou produits par un registre. Une autre méthode utilise le recensement : celle des enfants déclarés au foyer. Au lieu des naissances, on prend en compte les enfants nés récemment. Les deux méthodes ont leurs atouts et leurs limites.

L'attention est portée ici à deux variables : la nationalité et le lieu de résidence. Après une comparaison des résultats obtenus par les deux méthodes, on tire parti des possibilités de la méthode des enfants déclarés au foyer en prenant en compte des variables ne figurant pas dans les fichiers d'état civil. Cette analyse fait apparaître d'une part, une fécondité beaucoup plus faible des étrangères qui vivent en France depuis plusieurs années, d'autre part une forte fécondité au cours des années précédant le recensement des femmes qui ont changé de région entre 1982 et 1990 : un déménagement précède ou suit assez souvent la venue des enfants.

DESPLANQUES (Guy). – Measuring Fertility Difference with a Single Census

Birth rates in industrialized countries have generally been calculated by relating civil registration data to populations enumerated in censuses, or obtained from registration. Another method makes use of the number of children enumerated in each household, who are declared in the census, and counts numbers of children born recently, rather than births. Each method has its advantages and disadvantages.

In this paper two variables are considered: nationality and place of residence. When estimates obtained by the two methods are compared, there are advantages in using the number of children returned in the census, since civil registers do not contain information on these topics. The analysis shows that the fertility of foreign women who have lived in France for several years is relatively low, and that birth rates for women who have moved from one region to another between 1982 and 1990 have been higher. Change of residence is often associated with the birth of a child.

DESPLANQUES (Guy). – Medir las disparidades de fecundidad con la única ayuda del censo

En los países industrializados, los indicadores de fecundidad se calculan habitualmente poniendo los datos de estado civil en relación con los efectivos del censo o con los que aparecen en los registros. En otro de los métodos de cálculo se utiliza únicamente el censo: el método de hijos declarados en el hogar. En lugar de nacimientos, se toman en cuenta los niños nacidos recientemente. Ambos métodos tienen ventajas y límites.

En el presente artículo la atención se centra en dos variables: nacionalidad y lugar de residencia. Después de una comparación de los resultados obtenidos a través de los dos métodos, se aprecian las posibilidades del método de los hijos en el hogar teniendo en cuenta las variables que no figuran en los ficheros de estado civil. Este análisis muestra, por un lado, una fecundidad menor de las extranjeras que viven en Francia desde hace varios años, y, por otro lado, una elevada fecundidad en los años anteriores al censo de las mujeres que cambiaron de región entre 1982 y 1990: un cambio de residencia precede o es a menudo consecuencia de la llegada de hijos.