

Apports et limites de l'analyse spatiale à l'étude du lien entre fécondité et pauvreté

Christophe ZAEPFEL

Institut d'études démographiques de l'Université de Bordeaux (Iedub)

L'étude de la corrélation entre pauvreté et fécondité présente différents problèmes méthodologiques : tout d'abord, la pauvreté se caractérise par un état changeant, et notamment par des processus difficilement identifiables de façon comparable par ceux qui les ont vécus. Un évènement constituant un point de rupture pour un individu n'en constituera pas forcément un pour un autre.

Il est ainsi problématique pour les enquêtés de rapporter eux-mêmes leur situation de pauvreté. Celle-ci est donc déterminée *a posteriori* par le chercheur. D'où l'importance de connaître l'histoire de la structure des revenus de l'enquêté et de toutes les personnes avec lesquelles il a vécu. Or ce dispositif est trop lourd à mettre en place dans le cadre d'une enquête rétrospective.

Dès lors, le recours au suivi s'impose comme une solution à envisager. Néanmoins, les grandes enquêtes type Panel européen s'étendent sur des périodes brèves : il est par conséquent impossible d'extrapoler leurs résultats, notamment à l'échelle de la vie féconde. Il est ainsi difficile de déterminer la durabilité des situations de pauvreté, et d'étudier les possibilités de « rattrapage ». De plus, les effectifs concernés par ces enquêtes sont faibles.

L'analyse spatiale constitue une autre solution. Il s'agirait, pour un moment t , d'étudier la corrélation entre un indice transversal de fécondité et la fréquence de la pauvreté dans un territoire donné. La méthode présente des avantages en termes de mise en place, permettant le recours à des données aisément accessibles et issues de dispositifs de référence (Recensement de la population, État civil, Revenus fiscaux localisés des ménages), couvrant l'ensemble de la population française et assurant ainsi une certaine significativité des résultats. De ce fait, également, la possibilité est offerte d'étudier la corrélation sur des périodes longues, afin de dégager des tendances. La démarche comporte toutefois ses limites : bien évidemment, un tel mode d'analyse n'amène qu'un éclairage partiel sur les réalités territoriales, et ne rend en aucun cas compte de la complexité des trajectoires individuelles. Par ailleurs, à un échelon particulièrement fin, les indicateurs de fécondité sont affectés par la corrélation avec les migrations.

1. Méthodologie

Pour essayer de contrôler en partie cette corrélation entre fécondité et changement de territoire, nous mettons un indicateur de pauvreté en relation avec deux indicateurs de fécondité. Le premier (ICF1), l'indicateur conjoncturel de fécondité estimé à partir de la méthode DEF¹², nous informe quant à la fécondité des résidentes actuelles d'un territoire pour une année passée. Une première solution consiste, en utilisant les fichiers détaillés du Recensement rénové, à sélectionner les enfants d'âge révolu 0 an et à les rattacher à leur ménage pour déterminer l'âge de leur mère. Toutefois, pour les nombreux cantons à faible population, les résultats sont soumis à des variations aléatoires. Le choix a donc été fait de lisser l'information, en sélectionnant les enfants âgés de 0 à 2 ans.

Le second indicateur (ICF2), estimateur de l'indicateur conjoncturel de fécondité, renseigne sur la fécondité des résidentes d'un territoire à un instant t . Ne disposant pas de la répartition annuelle des naissances domiciliées par âge de la mère, ni de la répartition de la population féminine des cantons par âges à une date autre que le 1^{er} janvier 2006, nous sommes contraints d'estimer l'ICF, en utilisant la méthode de la génération moyenne¹³. L'indicateur obtenu présente l'avantage d'être moins soumis aux effets de migrations que l'ICF calculé par le biais de la méthode DEF.

L'indicateur de pauvreté choisi est le premier décile (D1) du revenu fiscal par unité de consommation¹⁴. Celui-ci est rendu disponible par l'Insee, *via* la Direction générale des impôts (DGI). L'année de référence de l'étude sera l'année 2005.

Si la corrélation existe entre D1 et ICF1 et entre D1 et ICF2, on pourra en conclure que la mesure du lien entre fécondité et pauvreté est peu affectée par la corrélation entre mobilité résidentielle et fécondité.

2. Corrélation entre premier décile de revenus fiscaux et fécondité générale

L'étude a porté sur 3 504 cantons-ville. Soit l'ensemble de ceux dont la population est suffisamment conséquente pour que l'Insee diffuse les informations concernant la distribution des revenus fiscaux, et pour lesquels on dispose donc de la valeur de D1. Un premier travail

¹² Voir l'article de Claire Kersuzan dans ce même ouvrage.

¹³ CALOT, 1984.

¹⁴ Le revenu fiscal par unité de consommation (UC) correspond à la somme des ressources déclarées rapportée par un ménage au nombre d'unités de consommation qui le composent. Par convention, le nombre d'unités de consommation d'un ménage fiscal est évalué de la manière suivante :

- le premier adulte du ménage compte pour une unité de consommation ;
- les autres personnes de 14 ans ou plus comptent chacune pour 0,5 ;
- les enfants de moins de 14 ans comptent chacun pour 0,3.

Cette échelle d'équivalence est utilisée couramment par l'Insee et Eurostat pour étudier les revenus ainsi exprimés par « équivalent adulte ».

consiste à calculer des coefficients de corrélation entre D1 et ICF1 (r_1) et entre D1 et ICF2 (r_2), pour l'ensemble de ces cantons :

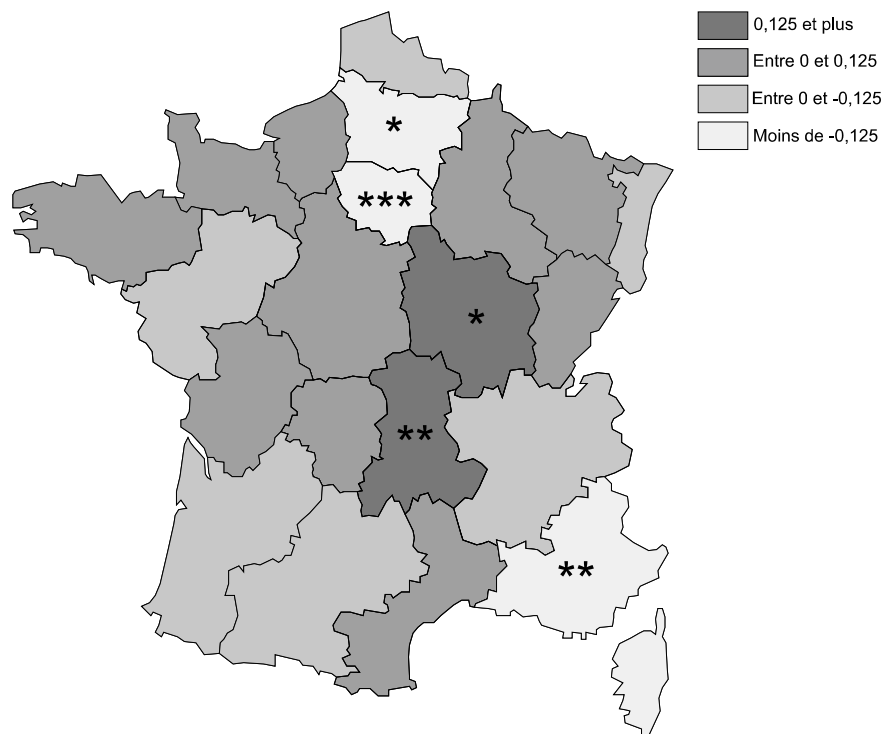
$$r_1 = 0,04.$$

$$r_2 = -0,06.$$

Dans les deux cas, la corrélation est très faible. Entre D1 et ICF1, elle est positive, entre D1 et ICF2, elle est négative.

Toutefois, comme il existe des spécificités régionales en matière de fécondité, il nous est apparu nécessaire de stratifier l'analyse en fonction des différentes régions de France métropolitaine.

CARTE 1 : VALEUR ET SIGNIFICATIVITÉ¹⁵ DE LA CORRELATION ENTRE D1 ET ICF1 SELON LES REGIONS



Sources : Insee-DGI, Insee-RRP.

Traitement : Iedub.

Dans des régions comme l'Auvergne ou la Bourgogne, la corrélation entre la valeur du premier décile et les indicateurs de fécondité est faible (moins de 0,2), mais positive. En

¹⁵ Pour l'ensemble de cette contribution :

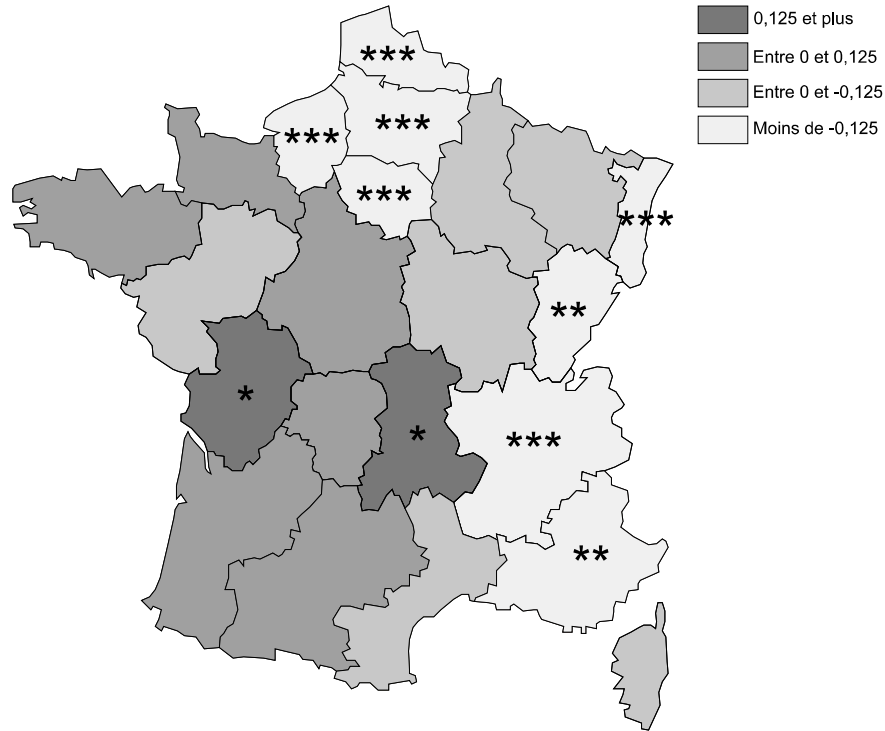
* = niveau de significativité : 0,1.

** = niveau de significativité : 0,05.

*** = niveau de significativité : 0,01.

région Paca, en Île-de-France ou en Picardie, le coefficient de corrélation entre la valeur de D1 et les indicateurs de fécondité est plus distant de 0, et négatif. Il semble ici y avoir une opposition entre régions à dominante rurale et région à dominante urbaine.

CARTE 2 : VALEUR ET SIGNIFICATIVITE DE LA CORRELATION ENTRE D1 ET ICF2 SELON LES
REGIONS



Sources : Insee-DGI, Insee-RRP.
Traitement : Iedub.

Les valeurs les plus fortement négatives sont mesurées dans le nord du pays, en Île-de-France (-0,64), dans le Nord-Pas-de-Calais (-0,53) et en Picardie (-0,37). Dans ces régions très urbanisées, il apparaît donc que, plus le premier décile de revenus fiscaux est faible, plus l'indicateur conjoncturel de fécondité est fort. Dans des proportions moindres, le même constat s'applique aux régions de la façade est. Celle-ci s'oppose à la façade ouest, où, de manière générale, la corrélation est positive et moins significative. La valeur la plus forte de r^2 est mesurée en Auvergne, avec 0,17. L'opposition entre espaces urbains et ruraux se voit ici confirmée.

L'examen des valeurs de r_1 et de r_2 selon les régions permet de répartir celles-ci en 3 catégories :

– les régions pour lesquelles les deux coefficients sont positifs, même s'ils demeurent très faibles. Elles sont situées au centre et à l'ouest du pays, et sont à dominante rurale. Toutefois, seule l'Auvergne présente des valeurs significatives et suffisamment importantes s'agissant des deux coefficients pour en conclure à une corrélation, assez faible au demeurant. Dans les

autres régions, hormis le Poitou-Charentes, la corrélation est trop faible pour conclure à un réel lien entre valeur de D1 et des indices de fécondité ;

– les régions où r1 est positif et r2 négatif, ou inversement, et souvent proches de 0. Celles-ci sont de manière générale dans une situation intermédiaire, sans dominante particulière ;

– les régions où les coefficients sont tous deux négatifs. Ces régions, situées essentiellement sur la façade est et dans le nord du pays, sont les plus urbanisées de France. L'Île-de-France, la Picardie et la région Paca présentent des valeurs significatives dans les deux cas. La concordance des deux coefficients semble donc confirmer l'existence d'une corrélation négative entre valeur du premier décile de revenus fiscaux et indices de fécondité. De manière générale, les territoires pauvres seraient donc ceux à plus forts niveaux de fécondité.

Le type d'espace semble donc jouer un rôle important. Ainsi, le même travail peut être mené en raisonnant à types de cantons équivalents. Les corrélations entre migrations et fécondité sont d'autant plus fortes que l'on change de type d'espace : cela permettra donc de contourner en partie le biais potentiel.

TABLEAU 1 : VALEURS DES COEFFICIENTS DE CORRELATION R1 ET R2 SELON LE TYPE D'ESPACE¹⁶

| Types de cantons | r1 | r2 |
|---|-----------|-----------|
| Villes centres des grandes agglomérations de province | -0,09 | -0,24 * |
| 1 ^{ère} couronne de peuplement urbain | -0,16 | -0,04 |
| Paris et sa proche banlieue | -0,44 ** | -0,51 ** |
| Villes moyennes et espaces urbains ouvriers | -0,23 *** | -0,43 *** |
| Espaces périurbains | -0,15 *** | -0,33 *** |
| Espaces semi-ruraux | 0,04 | 0,13 ** |
| Espaces ruraux | 0,14 *** | 0,11 ** |

Sources : Insee-DGI, Insee-RRP.

Traitement : Iedub.

Pour les cantons de Paris et de sa proche banlieue, territoire urbain par excellence, une corrélation fortement négative existe entre la valeur de D1 et les indices de fécondité. Les territoires pauvres sont donc, de manière générale, ceux affichant les niveaux de fécondité les plus élevés. Le constat est assez similaire pour les cantons des villes moyennes et des espaces périurbains. En revanche, dans les villes centres des grandes agglomérations de province et dans les cantons de première couronne de peuplement urbain, la corrélation est négative mais moins prononcée. Dans les espaces ruraux, les coefficients r1 et r2 sont légèrement positifs, et leurs valeurs sont significatives. Dans ces territoires, la décorrélacion entre pauvreté et indices de fécondité existe donc, même si elle est faible. Dans les espaces semi-ruraux, une relation tout aussi faible existe entre ICF2 et D1.

¹⁶ La typologie utilisée se fonde sur les travaux de Christophe Bergouignan (voir bibliographie) concernant l'impact des mouvements migratoires sur les compositions par âge des pseudo-cantons métropolitains.

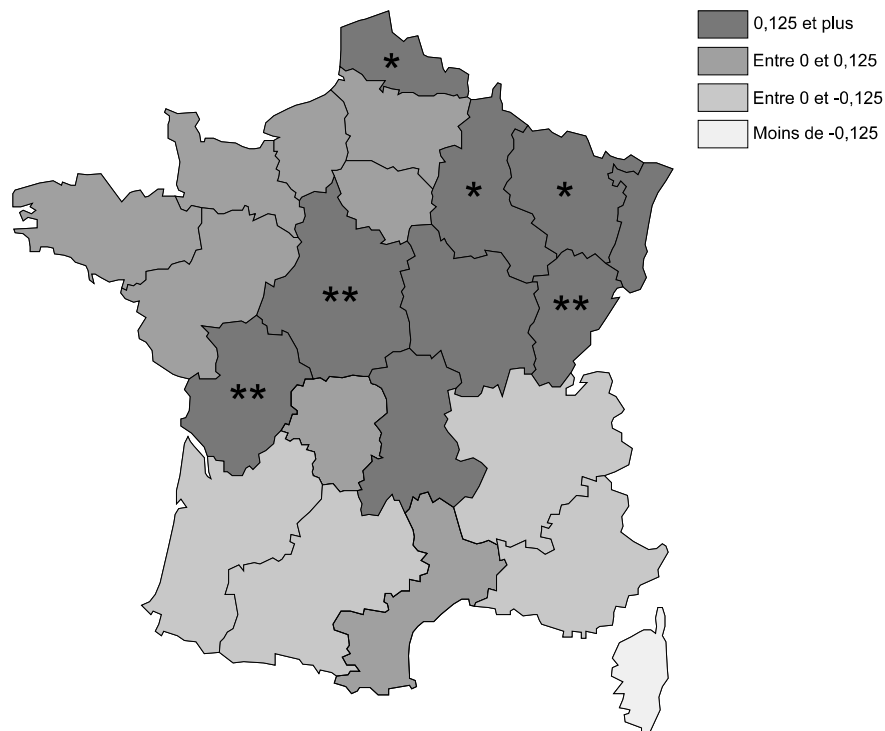
3. Corrélation entre premier décile de revenus fiscaux et fécondité selon le rang

Il est difficile d'assimiler destin social¹⁷ et situations de pauvreté. Toutefois, on observe que les écarts de fécondité observés en fonction du destin social sont très liés au rang de naissance. La proportion de femmes sans enfant évolue peu selon le destin social, mais le nombre moyen d'enfants par mère y est très associé : les ouvrières dont le père est ouvrier auront un nombre moyen d'enfants nettement plus élevé que les filles d'ouvrier devenues cadres. Ainsi, dans l'étude de la corrélation entre pauvreté et fécondité, il nous paraît important de distinguer fécondité de rang 1 et fécondité de rang 2 et plus.

3.1. Fécondité de rang 1

L'indicateur conjoncturel de fécondité de rang 1 (ICF3) pour chaque canton est calculé en utilisant la méthode DEF. Si l'on étudie la corrélation entre ICF3 et D1 pour l'ensemble des espaces, sans stratification, le coefficient r_3 obtenu est de 0,1. Le lien apparaît donc très faible, mais positif.

CARTE 3 : VALEUR ET SIGNIFICATIVITE DE LA CORRELATION ENTRE D1 ET ICF3 SELON LES REGIONS



Sources : Insee-DGI, Insee-RRP.

Traitement : Iedub.

¹⁷ Par destin social, on entend ici rapport entre CSP paternelle et CSP de l'individu.

Quel que soit le sens de la corrélation, les valeurs obtenues ne s'écartent jamais nettement de 0. Les coefficients les plus élevés sont mesurés en Franche-Comté (0,22), dans le Centre et le Poitou-Charentes (0,18). À l'inverse, le coefficient le plus fortement négatif est mesuré en Corse (– 0,25). En dehors de l'Île de Beauté, aucune région n'affiche toutefois une valeur de r inférieure à – 0,1.

TABEAU 2 : VALEURS DES COEFFICIENTS DE CORRELATION R3 SELON LE TYPE D'ESPACE

| Types de cantons | r3 |
|---|----------|
| Villes centres des grandes agglomérations de province | -0,13 |
| 1 ^{ère} couronne de peuplement urbain | -0,18 |
| Paris et sa proche banlieue | 0,11 |
| Villes moyennes et espaces urbains ouvriers | 0,13 ** |
| Espaces périurbains | 0,03 |
| Espaces semi-ruraux | 0,06 |
| Espaces ruraux | 0,12 *** |

Sources : Insee-DGI, Insee-RRP.

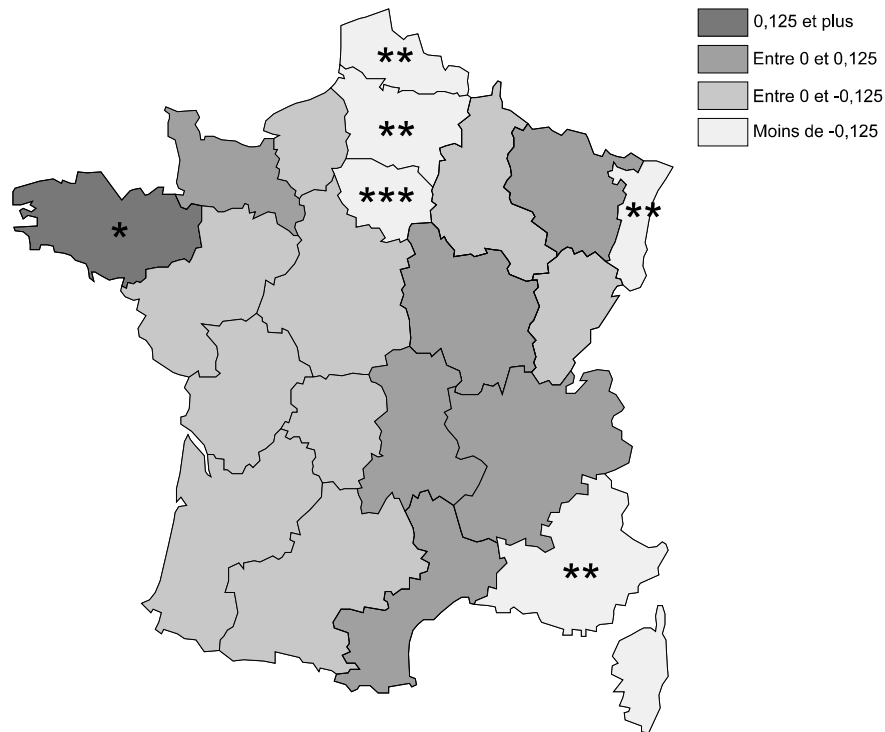
Traitement : Iedub.

En stratifiant l'ensemble par types de cantons, les coefficients apparaissent tous proches de 0. Quel que soit le type d'espace, la fécondité de rang 1 n'apparaît donc que peu liée à la valeur du premier décile de revenus. Que ce soit en utilisant la stratification par régions ou par type d'espace, les résultats obtenus sont peu concluants.

3.2. Fécondité de rang 2 et plus

L'indicateur conjoncturel de rang 2 et plus (ICF4) sera calculé à l'aide de la méthode DEF. Pour l'ensemble des cantons concernés par l'étude, la valeur de r4, coefficient de corrélation entre ICF4 et D1, est de – 0,02. La corrélation est donc négative mais extrêmement faible.

CARTE 4 : VALEUR ET SIGNIFICATIVITE DE LA CORRELATION ENTRE D1 ET ICF4 SELON LES REGIONS



Sources : Insee-DGI, Insee-RRP.
Traitement : Iedub.

Comme dans le cas de la fécondité générale, on observe ici une opposition entre régions urbaines et rurales. Dans les premières, la corrélation est négative et généralement significative. Toutefois, seule l'Île-de-France présente un coefficient de corrélation assez nettement éloigné de 0 ($-0,35$). Dans les régions rurales, la corrélation est faible et positive. Seule la Bretagne présente une valeur de r_4 supérieure à 0,1.

TABLEAU 3 : VALEURS DES COEFFICIENTS DE CORRELATION R4 SELON LE TYPE D'ESPACE

| Types de cantons | r4 |
|---|-----------|
| Villes centres des grandes agglomérations de province | -0,05 |
| 1 ^{ère} couronne de peuplement urbain | -0,12 |
| Paris et sa proche banlieue | -0,59 ** |
| Villes moyennes et espaces urbains ouvriers | -0,27 *** |
| Espaces périurbains | -0,21 *** |
| Espaces semi-ruraux | -0,16 ** |
| Espaces ruraux | -0,05 |

Sources : Insee-DGI, Insee-RRP.
Traitement : Iedub.

En stratifiant par type de cantons, tous les coefficients obtenus sont négatifs. La décorrélation est particulièrement prononcée pour les cantons de Paris et de sa proche banlieue. Elle est significative mais moins conséquente dans les cantons des villes moyennes et espaces urbains ouvriers, ainsi que dans ceux des espaces périurbains. Dans les espaces ruraux et semi-ruraux, les coefficients sont plus proches de 0.

Conclusion

La corrélation négative entre D1 et les indicateurs de fécondité est relativement nette dans les territoires urbains (Île-de-France, espaces périurbains, villes moyennes, espaces urbains ouvriers). Dans ces espaces, de manière générale, plus les cantons-villes sont pauvres, plus la fécondité sera élevée. Cela est vrai pour la fécondité générale, et encore plus pour la fécondité de rang 2 et plus.

Dans les territoires ruraux, la corrélation entre le premier décile de revenus fiscaux et la fécondité générale est positive mais très faible. La corrélation avec la fécondité de rang 1 est positive, faible également mais moins marquée.

La pauvreté, malgré son étendue, demeure un phénomène minoritaire. Dès lors, la contribution des populations identifiées comme pauvres à un phénomène démographique telle la fécondité d'une population entière, demeure modérée. D'où la nécessité de vérifier la stabilité et la spécificité des corrélations en fonction des indicateurs socio-économiques. On peut par exemple faire varier les déciles à mettre en relation avec la fécondité.

Un des autres apports nécessaires à ce travail serait d'aller au-delà de ce qui a été fait ici, en étudiant la corrélation entre fécondité et d'autres mesures spatialisées de pauvreté, mais aussi avec des formes de précarité telles que le chômage ou le salariat précaire. Une autre solution serait de faire intervenir l'âge dans la relation, puisqu'on dispose de mesures socio-économiques territorialisées par groupes d'âges, et qu'on peut calculer des taux de fécondité selon l'âge.

BIBLIOGRAPHIE

BERGOUIGNAN C., 2002, « Mesurer les interactions entre fécondité et changement de sous-population », *Actes du XII^{ème} colloque national de démographie*, Cudep, p. 351-371.

BERGOUIGNAN C., 2009, « L'impact des migrations sur les compositions par âge des populations locales : typologie cantonale pour une analyse rétrospective et prospective », *Espace-Populations-Sociétés*, n° 1, *Différences et inégalités socio-démographiques : approche par le local*, p. 45-65.

CALOT G., 1984, « Une notion intéressante : l'effectif moyen des générations soumises au risque. I. Présentation méthodologique », *Population*, n° 6, novembre-décembre, p. 947-976.

CALOT G., 1985, « Une notion intéressante : l'effectif moyen des générations soumises au risque. II. Quelques exemples d'application », *Population*, n° 1, janvier-février, p. 103-130.

KISER C.V, GRABILL W.H., CAMPBELL A.A., 1968, *Trends and Variations in Fertility in the United States*, Cambridge, Harvard University Press.

KYRIAZIS S., 1987, « Approches économiques de la fécondité : une analyse comparative des théories du New Home Economics et d'Easterlin », *Cahiers québécois de démographie*, vol. 16, n° 2, p. 167-185.

SCHOUMAKER B., 1998, « Pauvreté et fécondité : un aperçu de la littérature des 25 dernières années », in GENDREAU F. (dir.), *Crises, pauvreté et changements démographiques dans les pays du Sud*, Aupelf-Uref, p. 99-116.

SCHOUMAKER B., 1999, « Indicateurs de niveau de vie et mesure de la relation entre pauvreté et fécondité : l'exemple de l'Afrique du Sud », *Population*, n° 6, janvier-février, p. 963-992.