



DEMOSTAF

Demography Statistics for Africa

WORKING PAPER n°16

**Diffusion spatiale de la fécondité basse au Sénégal :
quels facteurs accélèrent la transition démographique ?**

Roch Millogo, Géraldine Duthé,

Binta Diemé, Clémentine Rossier

Juin 2021



Ce working paper est prévu pour contribuer à l'ouvrage collectif *Enjeux démographiques en Afrique subsaharienne : Promouvoir et confronter les sources statistiques* issu du projet DEMOSTAF. Il a été relu par deux des éditeurs scientifiques de l'ouvrage ainsi qu'un évaluateur externe que nous remercions pour sa relecture attentive.

This working paper is a contribution to the collective book *Enjeux démographiques en Afrique subsaharienne : Promouvoir et confronter les sources statistiques* from the DEMOSTAF project. It has been reviewed by two of the book's scientific editors and an external reviewer whom we thank for his/her careful review.

Les éditeurs scientifiques / The scientific editors : Géraldine Duthé, Aurélien Dasré, Binta Ndeye Dieme, Bruno Masquelier, Marc Pilon, Clémentine Rossier, Abdramane Bassiahi Soura, Madeleine Wayack Pambè.

DEMOSTAF en quelques mots

- Un financement de 4 ans (2016-2019) au titre du programme-cadre de recherche et d'innovation Horizon 2020 de l'Union européenne dans le cadre de l'accord de subvention Marie Skłodowska-Curie n°690984.
- Un consortium de 14 institutions académiques et 4 instituts africains de statistique pour avancer sur des questions de population émergentes en Afrique subsaharienne en valorisant les données démographiques, en particulier celles produites par les offices nationaux de statistiques
- Une centaine de participants (chercheurs, doctorants et ingénieurs) dont les deux tiers engagés dans des mobilités d'au moins 1 mois entre les institutions.

DEMOSTAF in a few words

- A funding for 4 years (2016-2019) from the European Union's Horizon 2020 research and innovation programme under the Marie Skłodowska-Curie grant agreement n°690984.
- A consortium of 14 academic institutions and 4 African statistical offices to advance on emerging population issues in sub-Saharan Africa, promoting demographic data, those from public statistics in particular.
- Over 100 individual participants (researchers, PhD students and engineers), 2/3 were involved in secondments of at least one month between partner institutions.

demostaf.site.ined.fr



Diffusion spatiale de la fécondité basse au Sénégal : quels facteurs accélèrent la transition démographique ?

Roch Millogo ^{(a)1, 2}, Géraldine Duthé ^(b), Binta Diemé ^(c) et Clémentine Rossier ^(d)

- (a) Institut supérieur des sciences de la population (ISSP), Université Pr. Joseph KI-Zerbo de Ouagadougou, Burkina Faso
- (b) Institut national d'études démographiques, France
- (c) Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie, Sénégal
- (d) Institut de Démographie et Socioéconomie, Université de Genève, Suisse

Résumé

Le Sénégal fait actuellement face aux défis liés à l'inadéquation entre le développement économique et la forte croissance démographique résultant d'une fécondité toujours élevée (4,7 enfants par femme en 2014-16). Comme partout en Afrique, la fécondité plus faible est un phénomène urbain, du fait de l'avantage socioéconomique de la capitale sur les villes secondaires et les zones rurales. Cette étude met en évidence la diffusion spatiale d'une fécondité plus basse (en dessous de 4,0) entre départements du Sénégal et les facteurs qui lui sont favorables à l'aide du recensement de la population de 2013. La basse fécondité au Sénégal se diffuse des localités situées sur les côtes de l'océan Atlantique dans la région de la capitale vers les autres départements du pays. Comme attendu, les facteurs socioéconomiques sont favorables à la basse fécondité ; par contre, la migration en ville a un effet limité sur la diffusion en milieu rural : c'est plutôt le comportement dans le milieu de résidence qui prime. Enfin, certaines localités sièges de confréries religieuses se démarquent par une fécondité plus élevée.

Mots clés : transition de la fécondité, diffusion spatiale, Afrique subsaharienne, Sénégal, milieu de résidence

¹ Ce chapitre a été rédigé au cours de la formation doctorale de Roch Millogo à l'Institut de Démographie et de Socioéconomie de la Faculté des Sciences de la Société de l'Université de Genève. Il est tiré d'un chapitre de sa thèse (Millogo 2020).

² Correspondance : rmillogo@issp.bf

Introduction

La transition de la fécondité en Afrique subsaharienne a commencé il y a trois décennies mais la baisse est en moyenne relativement lente : le nombre moyen d'enfants par femme est passé de 6,7 en 1980-85 à 5,1 en 2010-15 et 4,7 en 2015-19 (UN, 2015 & 2019). La théorie classique de la transition démographique lie la baisse de la fécondité au développement socioéconomique (Notestein, 1953). Les approches économiques expliquent la diminution historique du nombre d'enfants par le passage d'une économie agricole à une économie industrielle ou de services. En effet, l'agriculture non mécanisée emploie beaucoup de main-d'œuvre et encourage une forte fécondité (Caldwell et Caldwell, 1987). Avec la transition, les coûts et bénéfices des enfants se modifient (Becker et Lewis, 1973). Les travaux récents sur le dividende démographique montrant l'opportunité d'une baisse de la fécondité pour favoriser la croissance économique ont remis en avant ce rôle (Kalemni-Ozcan et al, 2000 ; Schultz, 2005). Outre le levier économique, la fécondité est aussi plus basse au sein des populations plus aisées, plus instruites, plus égalitaires et plus urbaines (Kravdal, 2002 ; Bongaarts, 2003 ; Shapiro et Gebreselassie, 2009, Voas, 2003).

Garrett et al. (2001) ont étudié spatialement la baisse historique de la fécondité et de la mortalité au Royaume-Uni et plus récemment, Klüsener et al. (2019) la baisse de la fécondité suédoise. Confirmant la diffusion progressive de la basse fécondité de certaines zones « précurseurs », souvent urbaines, vers d'autres avec des localités éloignées de ces zones qui ont entamé leur transition plus tardivement. Le rôle de la diffusion dans la baisse de la fécondité est donc déjà bien établi (Coale et Watkins, 1986) même si la diffusion n'a pas une définition unique (Kirk, 1996). Des travaux historiques ont montré que la baisse de la fécondité en Europe a pu se produire dans des régions caractérisées par des niveaux de mortalité et de développement différents mais ayant en commun une même langue (Knodel et Van De Walle, 1979 ; Van Bavel, 2004). La fécondité se diffuserait spatialement via deux mécanismes : « l'apprentissage social » et « l'influence sociale » (Montgomery et Casterline, 1996). Il y a apprentissage social lorsque des informations émanant d'un groupe social (ou médias) affectent les croyances (subjectives) d'un individu. Par ailleurs, l'influence sociale est perçue lorsqu'un individu adopte de nouveaux comportements par souci de se conformer à certains acteurs de son milieu social considérés souvent comme « élites ». Plus globalement, Bongaarts et Watkins (1996) distinguent trois aspects « d'interactions sociales » en matière de fécondité : « l'échange d'informations et d'idées, l'évaluation conjointe de leur signification dans un contexte particulier et l'influence sociale qui limite ou encourage l'action ». Guilmoto (1997) à travers l'analyse spatiale de la baisse de la fécondité en Inde entre 1981 et 1991 dégage trois principes : (1) plus on s'approche des zones conservatrices en terme culturel (fort système patriarcal, très agricole et traditionnel), plus la fécondité est forte; (2) plus on s'éloigne des zones littorales (précurseur dans les échanges coloniaux, fort taux d'instruction, plus

urbanisé, développement socioéconomique plus poussé), plus la fécondité devient forte ; et (3) la fécondité est basse dans les zones à forte concentration industrielle. La baisse de la fécondité se propagerait par diffusion des contextes précurseurs aux autres (Guilmoto et Rajan, 2001 ; Guilmoto, 2003).

Montgomery et Casterline (1993) ont relevé une propagation des comportements de contrôle des naissances à travers le temps ou l'espace géographique dans les pays d'Asie et d'Amérique latine, des groupes sociaux favorisés vers les moins nantis. Cette « contagion », pour reprendre les termes de Carlson (1966), des pratiques de limitation a été favorisée dans ces régions par l'apparition de nouvelles méthodes contraceptives dans les années 1950 et 1960 et des programmes de planning familial. Mais les phénomènes de diffusion peuvent aussi dépasser les frontières, via les migrations internationales. Ainsi, en Afrique du Nord, la baisse de la fécondité induite par le recul de l'âge au mariage aurait été renforcée par un modèle de famille réduite importé par des jeunes adultes ayant migré vers les pays européens proches (Kateb et Ouadah-Bedidi, 2002 ; Zagaglia, 2013).

Malgré l'avènement de la démographie spatiale dans les années 1970 et 1980 (Boyle, 2003), les analyses spatiales de la baisse de la fécondité sont devenues relativement limitées parce qu'elles requièrent des données permettant une analyse au niveau désagrégé. La demande des objectifs du développement durable signés par les Nations Unies en 2015 pour mesurer les progrès au niveau le plus fin de la population a relancé l'intérêt de ce type d'analyse.

En Afrique de l'Ouest, le Sénégal a amorcé sa transition de la fécondité au cours des années 1980 mais elle reste encore relativement élevée. Les données des enquêtes démographiques et de santé (EDS) indiquent que le nombre moyen d'enfants par femme est passé de 6,4 en 1984-86 à 4,7 en 2014-16 (ANSD et M.I. Inc., 2017). Avec une mortalité en baisse, le Sénégal connaît actuellement une croissance démographique très forte (taux annuel moyen de 2,8 % en 2015-2020, UN 2019). Le pays connaît un relatif développement économique depuis le début des années 2000 (Garenne et Ferdi, 2016) même s'il reste peu industrialisé (ANSD, 2019), l'agriculture étant le secteur principal d'activité. Les progrès économiques tendant à se limiter au milieu urbain, il existe aujourd'hui des disparités socioéconomiques très fortes notamment entre la capitale, les villes secondaires et les zones rurales.

Hypothèses de recherche

Au Sénégal, l'indice conjoncturel de fécondité est estimé à 3,5 enfants par femme en milieu urbain contre 5,9 en milieu rural pour la période 2013-16 (ANSD et M.I. Inc., 2017). La fécondité que l'on qualifie ici de basse (en dessous de 4) reste donc un phénomène urbain. Cependant, nous supposons qu'il existe des canaux « d'interactions sociales » qui permettent de valoriser les tailles réduites de familles ou la pratique de la contraception et qui affectent géographiquement les unités locales avant

de s'étendre à l'ensemble du territoire. Les phénomènes de diffusion géographique peuvent en effet contribuer à accélérer ou au contraire à retarder la transition de la fécondité au Sénégal.

Les habitants des villages proches des villes pourraient-ils être empreints des normes reproductives des citadins par les interactions sociales entretenues avec eux, et donc caractérisés par une fécondité plus basse qu'attendu selon leur milieu de résidence ? Au contraire, les populations des villes secondaires éloignées des grands centres urbains et localisées au milieu des grandes zones rurales pourraient-elles être caractérisées par une fécondité plus élevée qu'attendu ?

En outre, certaines populations se caractérisent par une tradition de migration saisonnière des jeunes femmes issues des milieux ruraux surtout du sud du pays en direction des centres urbains pour des emplois domestiques (Delaunay et Enel, 2009). Une des conséquences de cette migration est un recul de la mise en union et une fécondité relativement basse dans certaines zones rurales comme cela a été observé à Mlomp en Casamance (Enel et al, 1994 ; Pison et Enel, 2005 ; Delaunay et Enel, 2009). Du fait de ces migrations, certaines régions rurales pourraient-elles être caractérisées par une fécondité basse ?

L'analyse spatiale permet de tester l'hypothèse d'un phénomène de diffusion spatiale de la fécondité, dans le sens où la proximité géographique, mais aussi les flux migratoires, s'avèrent associés à une proximité en termes de niveau de fécondité malgré des niveaux socioéconomiques, d'inégalités de genre, ou des valeurs différentes. En mobilisant les données du dernier recensement national de la population du Sénégal effectué en 2013, nous cartographions d'abord le niveau de fécondité sur le territoire sénégalais à l'échelle des communes. Ensuite, nous détectons des phénomènes de diffusion spatiale du niveau de fécondité au niveau départemental et enfin, il est mis en relation cette éventuelle diffusion avec les caractéristiques des communes.

Dans la suite de ce chapitre, nous présentons les données mobilisées, la variable d'intérêt et les indicateurs disponibles susceptibles d'être corrélés à la diffusion spatiale, et les méthodes d'analyse spatiale utilisées avant d'exposer les résultats obtenus et de les discuter.

Données

Le recensement de la population de 2013

Le dernier recensement de la Population et de l'Habitat, de l'Agriculture et de l'Élevage (RGPHAE) s'est déroulé du 19 novembre au 12 décembre 2013 et a couvert les 14 régions administratives et les 45 départements du Sénégal. La population résidente est estimée à 13 508 715 dont la moitié était âgée de moins de 18 ans (ANSD, 2016). La population urbaine d'après la caractérisation des unités administratives dans le recensement représente 45% de la population totale. La densité moyenne est de 65 habitants au km² avec une densité particulièrement forte dans les centres urbains (Figure 1),

surtout dans la région de Dakar (5 735 habitants au km² en moyenne et jusqu'à 22 000 par département) dans la mesure où 23% de la population habite dans cette région qui représente 0,3% du territoire. À l'inverse, Tambacounda est la région la plus vaste et la moins dense (16 habitants au km²).

Figure 1a. Carte de la densité de la population en 2013 des départements du Sénégal (nombre d'habitants au km²)

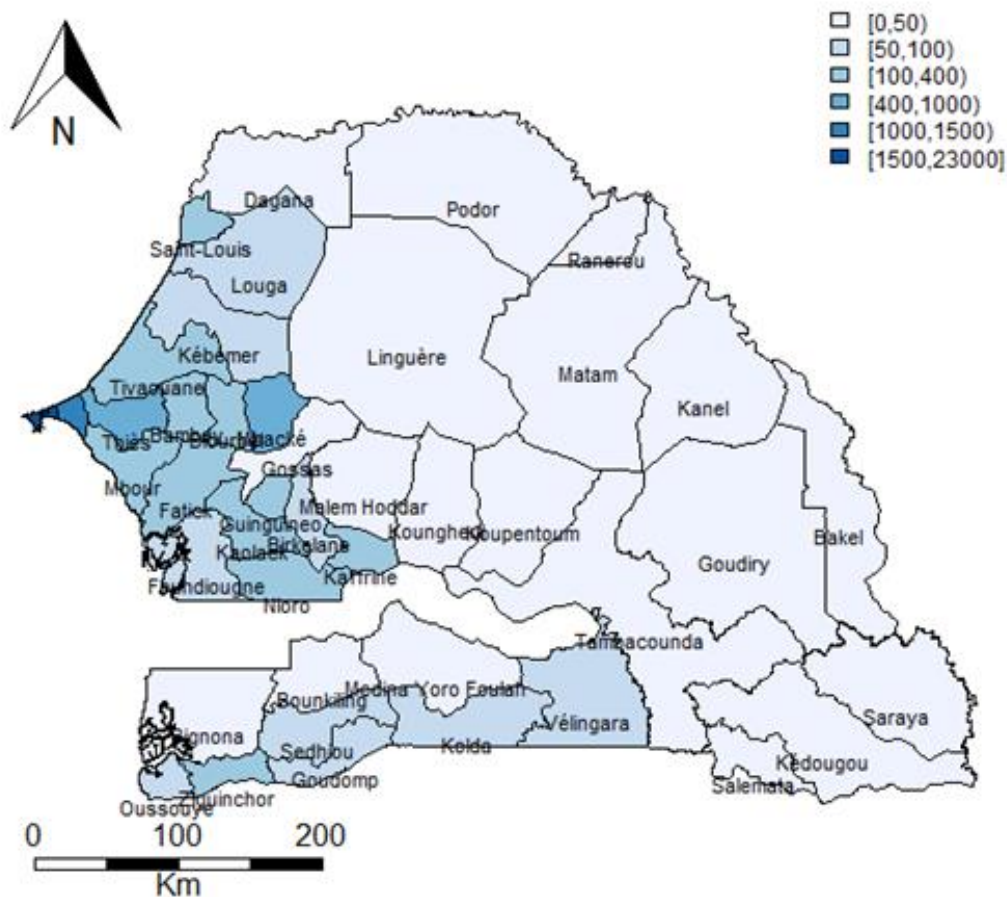
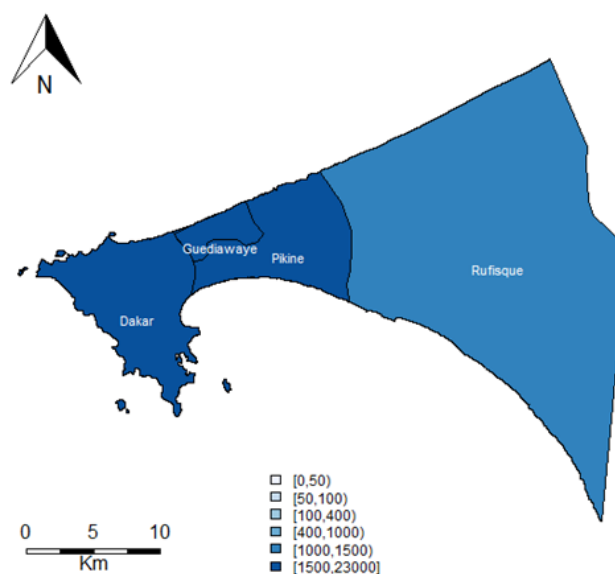


Figure 1b. Carte de la densité de la population en 2013 des départements de la région de Dakar (nombre d'habitants au km²)



Méthodes d'analyse

Les méthodes d'analyse sont basées sur les coordonnées géographiques des centres de régions ou de départements (centroïdes) et des polygones délimitant ces localités. Les données spatiales utilisées sont de format SHP (shapefile), format de données géographiques de l'Environmental Systems Research Institute (ESRI).

Estimation du niveau de la fécondité

Les niveaux de fécondité sont estimés à partir de l'indicateur conjoncturel de fécondité (ICF), la variable dépendante de notre étude. L'ICF est estimé à partir de la question sur le nombre d'enfants au cours des 12 derniers mois, posée aux femmes de 10-54 ans. Les données sont de bonne qualité (taux de non réponse inférieur à 0,6% dans chaque groupe d'âge quinquennal) ce qui a permis une estimation directe de la fécondité. L'ICF est la somme des taux de fécondité par âge des femmes de 15-49 ans, ces taux étant calculés en rapportant les naissances vivantes des 12 derniers mois pour chaque groupe d'âge quinquennal à la population féminine de ce même groupe d'âge. Comme spécifié en introduction, nous qualifions un département ayant une fécondité basse lorsque l'ICF est inférieur à 4 enfants par femme en moyenne.

Analyse spatiale de la diffusion de la fécondité

L'analyse spatiale consiste à cartographier les niveaux de fécondité. Nous cherchons ensuite à déterminer la significativité statistique des corrélations spatiales du niveau de fécondité afin de documenter une éventuelle diffusion spatiale de la basse fécondité. Pour l'autocorrélation spatiale, on cherche à montrer que la valeur constatée d'une variable aléatoire en une localité de l'espace dépend de sa valeur observée dans d'autres localités et qu'il existe un point à l'approche duquel la fécondité diminue.

Une autocorrélation est positive lorsqu'il y a coïncidence de valeurs similaires dans des localités proches, c'est le regroupement géographique de valeurs similaires. Dans ce cas précis, il existe en moyenne un point d'origine dans l'espace géographique qui a le niveau de fécondité le plus bas (ou plus élevé) vers lequel se dirige le « gradient ». Une autocorrélation spatiale négative se manifeste au contraire par des valeurs différentes pour des localités voisines, des localités proches sont plus différentes que celles éloignées. Lorsqu'il y a indépendance des observations, l'autocorrélation est nulle. Dans le cas présent, les interactions entre structures spatiales (régions ou départements) et facteurs socioéconomiques devront prendre la forme d'effets de diffusion (de comportement) de la basse fécondité. Les détails sur l'estimation de l'autocorrélation spatiale par le biais de l'indice de Moran sont dans l'annexe 1.

Modèle de régression d'autocorrélation spatiale (SAR) pour mesurer les effets de contexte

Tout d'abord, les tests unidirectionnels d'autocorrélation spatiale (faits à l'aide de la fonction `lm.LMtests` de R) ont permis n'ont seulement de prouver la nécessité d'utiliser un modèle d'autocorrélation spatiale mais aussi de retenir le modèle SAR. En effet, les statistiques de diagnostic du multiplicateur de Lagrange montrent que LMLAG ($p=0,0001747$) est plus significatif que LMERR ($p=0,009919$) et que RLMLAG ($p=0,006378$) est significatif mais non RLMERR ($p=0,9504$). Selon la règle de décision de Anselin et Florax (1995), on choisit le modèle SAR. C'est un modèle linéaire qui sert à modéliser des externalités géographiques qui surgissent lorsque, par exemple, l'activité d'une localité a des répercussions sur les habitants des localités voisines, qui ne participent ni aux décisions relatives à cette activité, ni à son financement. C'est un modèle économétrique souvent utilisé dans les analyses économiques (Malin, 2004 ; Ertur et Thiaw, 2005). Le modèle estime un effet direct qui affecte directement les unités géographiques, un effet indirect qui passe par le voisinage et qui mesure ici l'effet de diffusion et enfin un effet total qui constitue la combinaison de ces deux effets (Annexe 2). Toutes les analyses ont été faites avec le logiciel R et nous avons mis en œuvre cinq modèles multivariés basés sur des indicateurs qui ont un effet important.

Indicateurs calculés au niveau régional et départemental

- Proportion de femmes de niveau seconde ou plus : le niveau d’instruction est mesuré par la proportion de femmes en âge de procréer (15-49 ans) ayant au moins entamé la classe de la seconde après avoir franchi le collège (plus de 10 ans de scolarité). Cet indicateur est fortement corrélé au niveau de fécondité, ce qui n’est pas le cas lorsqu’on utilise par exemple la proportion des femmes ayant fait le primaire.

- Proportion de femmes ayant une activité économique : l’autonomisation financière de la femme, synonyme d’une plus grande autonomie des femmes, est mesurée par le pourcentage de femmes qui ont une activité génératrice de revenus parmi celles de 15-49 ans.

- Proportion de femmes qui ne sont pas en union : l’union étant un facteur déterminant du niveau de la fécondité, nous en tenons compte en mesurant la proportion de femmes hors union i.e. qui sont soit célibataires, veuves, divorcées, séparées parmi les femmes de 15-49 ans. C’est un indicateur fortement corrélé à l’entrée en et sortie de maternité.

- Proportion d’enfants (9-12 ans) scolarisés : la proportion d’enfants âgés de 9 à 12 ans qui vont à l’école parmi les enfants du même âge nous permet de caractériser le niveau de scolarisation dans la localité et de mesurer « en creux » la participation des enfants aux travaux domestiques et économiques.

- Proportion d’aides familiaux parmi les emplois salariés : les aides familiaux (hommes et femmes) parmi les emplois salariés sont des « travailleurs familiaux, collaborant à l’entreprise familiale » (ANSD, 2018 p. 68). Leur proportion permet d’apprécier l’ampleur du travail précaire.

- Score de qualité de l’habitat : Cet indicateur considéré comme proxy du niveau de richesse des ménages a été construit à partir de la nature du mur, du toit, du sol de la maison, du type de toilette et la principale source d’approvisionnement en eau. Une analyse en composante multiple (ACM) nous a permis d’estimer un score de qualité pour chaque ménage et de calculer un score moyen par localité.

- Proportion de personnes résidentes en milieu urbain. Le milieu de résidence est ici capturé par cet indicateur.

- Proportion de femmes ayant vécu dans le milieu urbain : il s’agit plus précisément de la proportion de femmes fécondes (15-49 ans) ayant vécu dans le milieu urbain il y a au moins cinq ans. Cet indicateur permet de capter un phénomène de diffusion lié à l’expérience migratoire des femmes.

- Proportion de ménages agricoles : le poids de l'économie agricole (essentiellement non mécanisée au Sénégal) est mesuré par le pourcentage de ménages dans lesquels au moins un membre pratique l'agriculture comme activité principale. Cet indicateur mesure sur une population de 1 000 résidents d'une localité, le nombre de personnes qui ont effectué une émigration internationale. Son intérêt est double : il capte l'influence de modèles familiaux à l'étranger, mais aussi l'importance des séparations de couples d'au moins six mois qui peut avoir un effet direct sur la fécondité.

- Densité de la population : le nombre de personnes au kilomètre carré³ permet d'identifier les zones de grande concentration qui sont aussi des zones urbaines et de fortes activités économiques. Cet indicateur permet aussi de contrôler l'effet de la taille de la population du département dans les analyses multivariées.

- Quotient de mortalité infantile (‰) : cet indicateur est le nombre de décès des 12 derniers mois de moins de 1 an parmi 1000 enfants. C'est une estimation indirecte de la probabilité de décès avant un an (Moultrie et al, 2017).

Choix des variables explicatives

Les variables explicatives pour les différents modèles mis en œuvre ont été retenues après un test d'autocorrélation de ces variables entre elles. Nous avons opté pour le facteur d'inflation de la variance (VIF) qui mesure l'augmentation de la variance d'un coefficient en raison d'une relation linéaire avec d'autres variables explicatives. L'indicateur VIF s'écrit : $(7) VIF_j = 1/(1 - R_j^2)$ où R_j^2 est le coefficient de détermination de la régression de la variable X_j sur les P-1 autres variables explicatives et $1 - R_j^2$ est appelé tolérance. Un VIF de 4 indique que la variance du coefficient concerné est quatre fois plus élevée que la variance que l'on aurait dû observer si le facteur n'était pas corrélé aux autres variables explicatives. Étant donné qu'il n'y a pas de seuil critique défini, nous considérons ici qu'une valeur de R_j^2 supérieure à 0,80 indique une forte corrélation. Par conséquent, toutes les variables dont la valeur du VIF est en dessous de ce seuil sont retenues dans les différents modèles. Ainsi, différentes combinaisons de variables nous ont permis de déterminer cinq variables (retenues comme principales) qui sont fortement corrélées à l'ICF (aussi fortement corrélées entre elles) sur lesquelles des modèles ont été construits. Lorsqu'au moins deux de ces variables sont dans un même modèle avec les autres variables explicatives (variables de contrôle), la valeur du VIF avoisine ou excède 10 mais lorsqu'elles sont retenues individuellement dans des modèles avec les variables de contrôle, le VIF est inférieur à

³ Les superficies des départements ont été estimées à travers les coordonnées angulaires de polygone sur un ellipsoïde. Ces superficies peuvent être légèrement inférieures aux valeurs officielles. Par conséquent les densités estimées peuvent différer des valeurs estimées autrement.

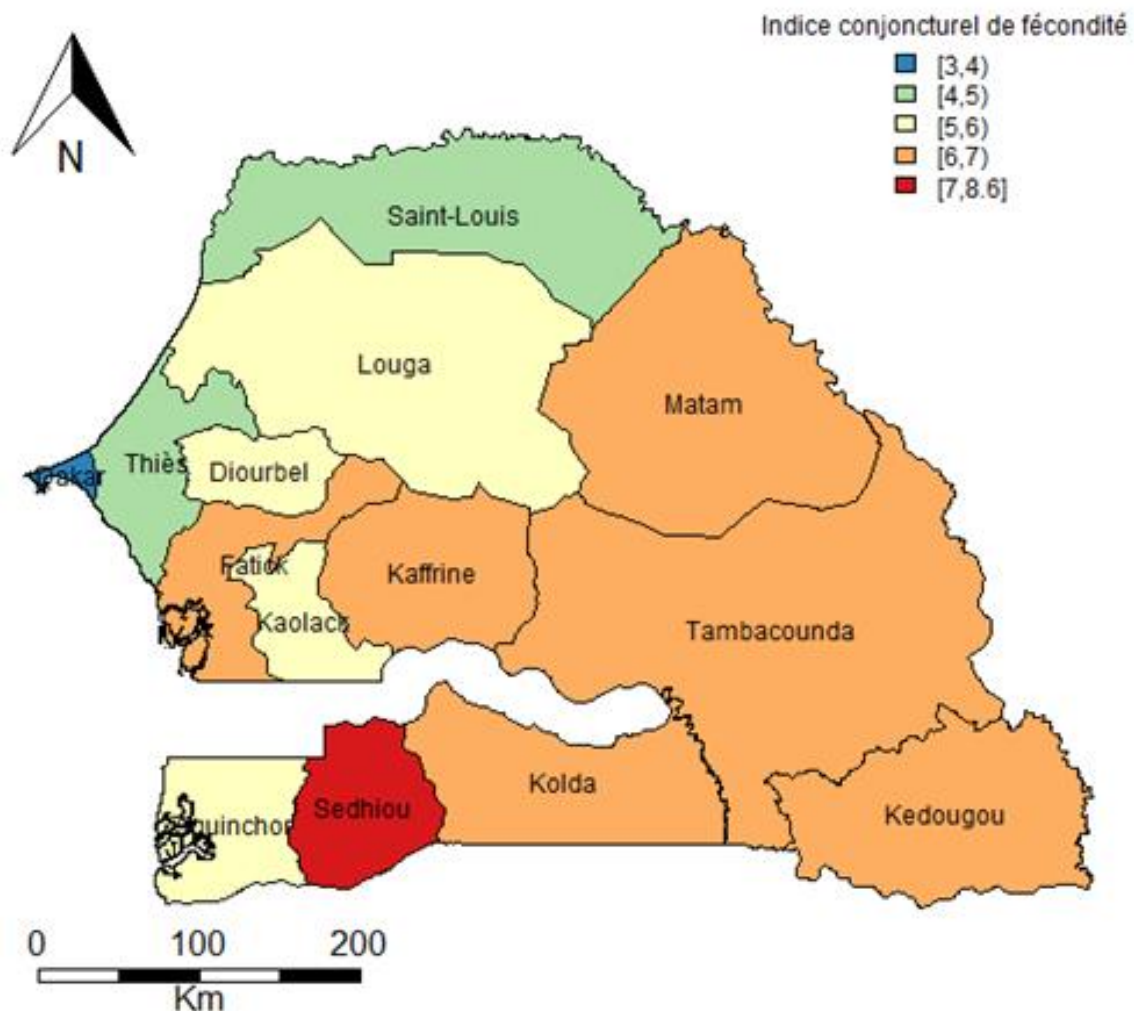
3,9 (calculs non présentés). Les différents modèles construits sont basés sur des variables fortement corrélées entre elles mais très associées au niveau de fécondité (voir tableau 1 dans la partie résultats).

Résultats

Diffusion spatiale de la basse fécondité au Sénégal

Au niveau régional, on observe un gradient dans la distribution des niveaux de fécondité : le nombre moyen d'enfants par femme se situe entre 3 et 4 enfants par femme dans la région de Dakar (3,7) à l'Ouest tandis qu'il est entre 4 et 5 enfants par femme dans la région limitrophe de Thiès (4,8) et à plus de 6 dans les régions du centre, du Sud et de l'Est (Figure 2). Trois régions, Saint-Louis, Kaolack et Ziguinchor sont caractérisées par des niveaux sensiblement plus bas que les régions voisines en particulier Ziguinchor dont la région voisine Sedhiou présente la fécondité la plus élevée⁴.

Figure 2. Carte de la fécondité par région du Sénégal, 2013 (nombre d'enfants par femme)



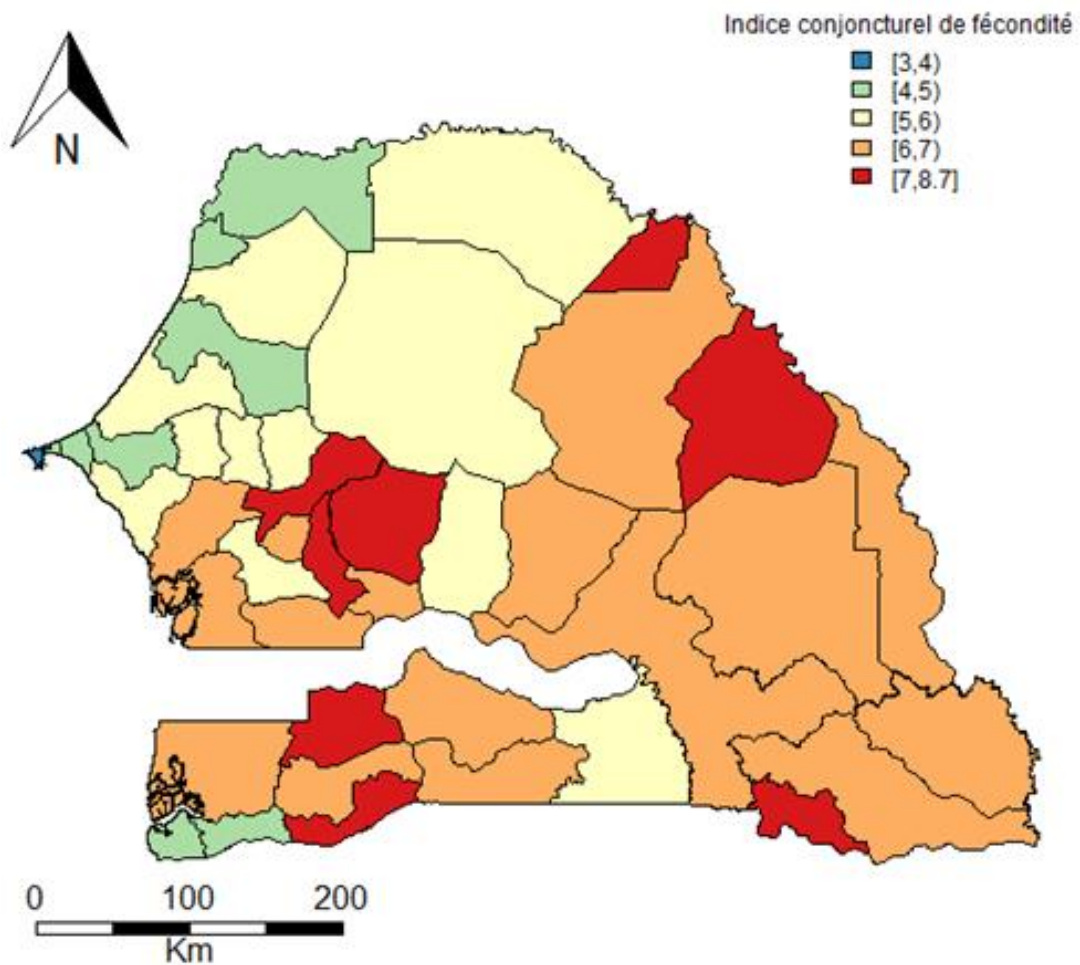
Source : RGPH 2013 (calcul des auteurs).

⁴ Les statistiques par région et département du Sénégal sont présentées en annexe 3.

Au niveau départemental, seulement 2 départements sur les 45 présentent un ICF inférieur à 4 enfants par femme tandis que 24 départements présentent un ICF encore supérieur à 6 enfants par femme (Figure 3a). La fécondité est la plus basse dans les départements urbains de Dakar (ICF=3,2) et de Guédiawaye (ICF=3,4) situés à la pointe à l'Ouest sur les côtes de l'Océan Atlantique (Figure 3b, Annexe 3). Le zoom sur la région de Dakar confirme le gradient progressif du niveau de fécondité entre la capitale et les départements voisins. La fécondité est plus élevée dans les départements du centre et Nord-Ouest (Figure 3a). Les départements du Nord-Ouest qui sont marqués par des niveaux de fécondité entre 4 et 5 enfants par femme présentent des discontinuités avec les départements de Tivaouane et de Louga qui sont caractérisés par une fécondité plus élevée. Au sud, on détecte aussi des départements de fécondité relativement basse à l'intérieur de régions de forte fécondité, c'est le cas de Oussouye et de Ziguinchor qui sont caractérisés par une fécondité plus faible (respectivement 4,8 et 4,9 enfants par femme) que le département de Bignona (6,3 enfants par femme). Le département de Kaolack présente un ICF de 5,2, ce qui est relativement élevé pour un département urbain mais qui se situe dans une région où la fécondité est élevée, notamment dans les départements ruraux voisins. Ainsi, le département de Birkelane détient l'ICF le plus élevé avec en moyenne 8,6 enfants par femme.

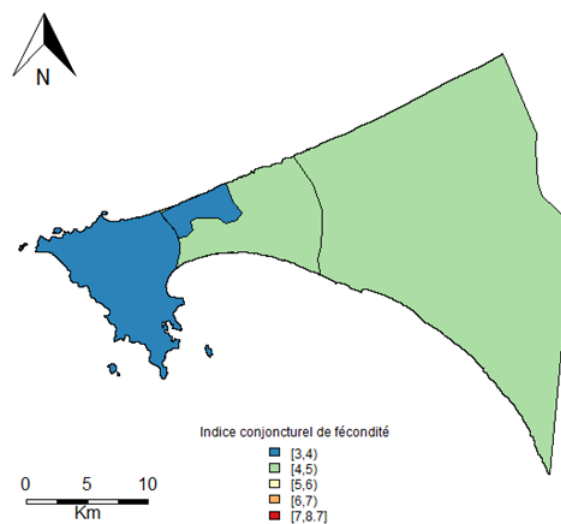
L'indice de Moran qui mesure le degré d'autocorrélation spatiale des niveaux de fécondité est estimé à 0,521, indiquant une autocorrélation positive. C'est donc une manifestation de regroupement géographique de valeurs similaires et au vu des cartes précédentes les valeurs de l'ICF semblent baisser en moyenne de l'Est vers l'Ouest (région de Dakar). Par ailleurs le test (aléatoire et non aléatoire) de Moran donne une autocorrélation très significative ($p\text{-value} \leq 5,053e-12$) qui confirme cette diffusion de la basse fécondité. Le diagramme de Moran (Annexe 4) permet d'identifier les départements qui s'éloignent des valeurs moyennes attendues par rapport à leurs voisins. Tivaouane et Birkelane sont donc des obstacles à la diffusion spatiale. Les départements les plus influents sur la diffusion de cette basse fécondité sont : Dakar, Guédiawaye, Tivaouane et Birkelane. Dakar et Guédiawaye (sur les côtes de l'océan atlantique avec des ports) constituent les départements à proximité desquels la fécondité baisse, c'est le foyer de la diffusion. Tivaouane (foyer religieux de la confrérie des Tidianya) oppose une certaine résistance à cette diffusion mais aussi à celle venant du Nord-Ouest. Le département de Birkelane au Centre-Ouest constitue aussi un foyer de résistance.

Figure 3a. Carte de la fécondité par département du Sénégal, 2013 (nombre d'enfants par femme)



Source : RGPH 2013 (calcul des auteurs, détail par département en annexe 3).

Figure 3b. Carte de la fécondité des départements de Dakar, 2013 (nombre d'enfants par femme)



Source : RGPH 2013 (calcul des auteurs)

Les facteurs de diffusion de la basse fécondité

Le tableau 1 présente un résumé statistique des variables explicatives accompagnées de leur indice d'autocorrélation (VIF). Une partie des différents facteurs de la fécondité considérés sont fortement corrélés entre eux (indice d'autocorrélation VIF proche ou dépassant 10) : niveau d'études et statut conjugal des femmes, population urbaine, qualité de l'habitat et proportion de ménages agricoles. Ces éléments nous ont conduits à construire cinq modèles différents pour en tenir compte. Ces modèles sont décrits ci-dessous (tableau 2).

Tableau 1. Statistiques descriptives et indices d'autocorrélation (VIF)

Indicateurs	Minimum	Médiane	Maximum	VIF
Femmes de niveau seconde et plus (%)	0,6	5,8	31,4	15,6
Femmes actives économiquement (%)	5,6	17,7	38,5	2,6
Femmes hors union (%)	11,6	28,7	54,3	18,2
Femmes ayant vécu en milieu urbain (%)	5,1	47,5	98,8	3,5
Part d'enfants scolarisés (%)	26,1	68,9	90,0	4,8
Part d'aides familiaux dans les emplois (%)	3,1	6,8	16,9	2,4
Score de la qualité de l'habitat	-7,8	-2,3	4,1	6,4
Part de personnes en milieu urbain (%)	4,6	22,2	100,0	10,0
Part de ménages agricoles (%)	8,5	77,3	91,8	6,0
Taux d'émigration (‰)	2,1	8,3	49,3	1,8
Densité de la population (habitants par km ²)	6,9	62,1	22777,9	2,4
Quotient de mortalité infantile (‰)	51,5	86,0	118,7	1,7

Source : RGPH 2013 (calcul des auteurs). Note de lecture : avec un VIF de 15,57, la variable relative au niveau d'instruction des femmes est fortement corrélée avec au moins une autre des variables.

- *L'agriculture, un frein à la diffusion de la basse fécondité (tableau 2, modèle 1)*

Les départements fortement agricoles résistent à la diffusion de la basse fécondité. Les effets directs indiquent qu'une augmentation de 1% de ménages agricoles dans un département conduit à une hausse de l'ICF de 0,03. Par ailleurs et toutes choses égales par ailleurs, pour un département donné, lorsqu'il y a une augmentation de 1% de ménages agricoles chez ses voisins (directs immédiats et éloignés), cela conduit à une hausse de l'ICF de 0,028 dans ce département. Enfin l'augmentation de 1% de ménages agricoles dans tous les départements conduit à une hausse de 0,06 de l'ICF moyen total. En ce qui concerne les effets contrôlés, l'antécédent migratoire des femmes est associé à un résultat contre-intuitif : le fait d'avoir vécu dans le milieu urbain s'oppose à la diffusion de la basse fécondité. Il est possible que les femmes, lorsqu'elles reviennent en milieu rural, adoptent les normes et pratiques rurales et rattrapent le temps perdu (Pongi, 2018). Par contre, un taux élevé d'émigration internationale dans un département a un impact direct (à la baisse) sur le niveau de fécondité de ce dernier, mais les effets indirects provenant des départements voisins sont négligeables.

- *L'instruction, un moteur de diffusion de la basse fécondité (tableau 2, modèle 2)*

Un bon niveau d'instruction est fortement associé à la diffusion de la basse fécondité. Comme attendu, lorsque la proportion des femmes ayant atteint au moins la seconde augmente de 1% dans un département, cela entraîne une baisse de l'ICF dudit département de 0,1. On observe aussi que l'augmentation d'une unité de la part de femmes instruites dans le voisinage d'un département entraîne la baisse de l'ICF de ce dernier de 0,09. Enfin, l'augmentation d'une unité de la proportion de femmes ayant atteint la seconde dans tous les départements conduit à une baisse de l'ICF moyen total de tous les départements de 0,19. Pour ce qui est du modèle incluant les variables de contrôles, aucun effet indirect n'est significatif, l'impact total du niveau d'instruction passe donc essentiellement par l'impact direct. Dans ce modèle portant sur l'effet du niveau d'instruction, on observe (de manière similaire au modèle 1) que l'antécédent de migration urbaine (dans une moindre mesure) et une forte proportion d'aides familiaux sont associées à une fécondité élevée contrairement à l'émigration internationale.

- *L'urbanisation, un moteur de diffusion de la basse fécondité (tableau 2, modèle 3)*

Comme attendu, l'urbanisation est favorable à la diffusion de la basse fécondité. En effet, toutes choses égales par ailleurs, pour un département donné, l'augmentation de 1% de la proportion de citadins dans des départements voisins (directs et éloignés) entraîne une diminution de l'ICF de 0,027. L'effet direct conduit à une baisse de l'ICF dudit département de 0,035. Aussi, l'augmentation de 1% de la proportion de personnes vivant en milieu urbain dans tous les départements conduit à une baisse de l'ICF total moyen de 0,062. En ce qui concerne les facteurs contrôlés, seul l'antécédent de migration urbaine a des effets directs et indirects qui résistent à la diffusion de la basse fécondité. Dans ce modèle là aussi, une forte proportion d'aides familiaux ainsi qu'une mortalité infantile assez élevée dans un département est associée à une fécondité élevée.

- *L'union, un facteur de diffusion de la basse fécondité (tableau 2, modèle 4)*

L'augmentation de la proportion de femmes qui ne sont pas en union (célibataire, veuve, divorcée, séparée) est très favorable à la basse fécondité. Toutes choses égales par ailleurs, lorsque la proportion de femmes hors-union augmente de 1% dans le voisinage (proche et éloigné) d'un département, son ICF diminue en moyenne de 0,047, l'effet direct conduit à une baisse de 0,059. Enfin, l'augmentation de 1% de la part des femmes hors-union dans tous les départements conduit à une baisse de l'ICF total moyen de 0,106. Pour ce qui est des effets contrôlés, dans ce modèle-ci, seule la proportion d'emplois précaires est significative et a un effet direct et négatif sur le niveau de fécondité des départements.

- *Qualité de l'habitat et diffusion de la basse fécondité (tableau 2, modèle 5)*

La qualité de l'habitat est fortement favorable à la diffusion de la basse fécondité. Pour un département donné, l'augmentation de 1% de la qualité de logement dans les départements voisins (proches et éloignés) occasionne une baisse de l'ICF de ce dernier de 0,130. Par ailleurs, lorsqu'en moyenne la qualité moyenne de l'habitat d'un département augmente d'une unité, son ICF diminue de 0,262. Enfin, l'augmentation d'une unité de la qualité de l'habitat conduit à une baisse de l'ICF total moyen de 0,392. Parmi les effets contrôlés, le fait de vivre dans le milieu urbain il y a 5 ans, la proportion élevée d'emplois précaires et une mortalité infantile élevée sont des facteurs qui s'opposent directement à la basse fécondité mais n'ont pas d'effets indirects.

L'intensité de l'autocorrélation spatiale dans la fécondité est la plus élevée avec les modèle 1 (effet de l'agriculture) et modèle 2 (force de l'éducation). Par ailleurs, l'intensité de l'autocorrélation dans le niveau de fécondité est significative dans tous les modèles et aucun résidu ne contient de facteur d'autocorrélation, ce qui témoigne d'une bonne qualité d'ajustement. En somme, la basse fécondité au Sénégal se diffuse spatialement des départements à forte densité de population, nantis (qualité supérieure de l'habitat), fortement urbanisés où les femmes sont plus autonomes financièrement et mieux éduquées et où les femmes sont moins systématiquement en union (vraisemblablement du fait d'un âge plus tardif). À l'opposé, les zones fortement agricoles opposent une certaine résistance à la diffusion de la basse fécondité. Par ailleurs, à effets comparés, la richesse (qualité de l'habitat) est le facteur qui a l'effet réducteur le plus important sur le niveau de fécondité d'un département.

Tableau 2. Mesures d'impacts sur la fécondité dans le modèle SAR

	Modèle 1			Modèle 2			Modèle 3			Modèle 4			Modèle 5		
Indicateurs ^(a)	Directs	Indirects	Totaux	Directs	Indirects	Totaux	Directs	Indirects	Totaux	Directs	Indirects	Totaux	Directs	Indirects	Totaux
Femmes instruites				-0,1***	-0,092*	-0,19**									
Femmes actives	-0,01	-0,01	-0,02	-0,007	-0,007	-0,014	-0,01	-0,007	-0,017	-0,023	-0,018	-0,041	-0,029	-0,015	-0,044
Femmes hors union										-,059***	-0,047*	-0,106**			
Femmes ayant vécu en ville	0,013**	0,012*	0,025**	0,008*	0,008	0,016*	0,023***	0,017**	0,040***	0,006	0,005	0,011	0,008*	0,004	0,012*
Enfants scolarisés	-0,006	-0,006	-0,012	0,016	0,015	0,032	-0,001	-0,001	-0,003	0,02	0,016	0,036	0,005	0,003	0,008
Aides familiaux	0,063	0,059	0,122	0,118**	0,109	0,227**	0,064*	0,049	0,113	0,107**	0,086	0,193**	0,070*	0,035	0,104
Qualité de l'habitat													-0,262***	-0,130*	-0,392***
Population urbaine							-0,035***	-,027**	-0,062***						
Ménages agricoles	0,030***	0,028*	0,058**												
Taux d'émigration	-0,024*	-0,022	-0,047	-0,023*	-0,022	-0,045	-0,018	-0,014	-0,032	-0,017	-0,014	-0,031	-0,016	-0,008	-0,024
Densité de la population	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Quotient de mortalité infantile	0,013*	0,012	0,024	0,004	0,004	0,008	0,015**	0,011	0,026*	0,006	0,005	0,011	0,017**	0,008	0,025*
Rho (ρ)	0,5139***			0,5136***			0,4616***			0,4740***			0,3499*		
Log-Maximum de vraisemblance (ML)	-39,606			-41,223			-35,066			-42,255			-39,122		
Sigma ² (Variance résiduelle de ML)	0,321			0,345			0,266			0,365			0,325		
LM-test (test de Lagrange d'absence d'autocorrélation des résidu) valeur	0,01246 (p=0,91)			0,354 (p=0,55)			0,8187 (p=0,37)			0,6490 (p=0,42)			0,7529 (p=0,39)		
AIC	101,21			104,45			92,132			106,51			100,24		
n	45			45			45			45			45		

Source : RGPH 2013 (calcul des auteurs). Pour le détail des indicateurs, se reporter à la section méthode et au tableau 1. Significativité : * p<10% ; ** p<5%, *** p<0,1%.

Discussion et conclusion

Les départements caractérisés par des niveaux de fécondité en dessous de 4 enfants par femme sont les plus urbains : Ziguinchor, Dagana, Oussouye, Kébémér, Thiès, Dakar, Pikine, Saint-Louis et Rufisque. L'analyse spatiale montre que la fécondité basse observée dans les départements situés sur les côtes de l'océan Atlantique, en particulier ceux de l'agglomération de Dakar (Dakar et Guediawaye), se diffuse vers le centre et l'Est.

Pour la plupart d'entre eux, les départements voisins directs, plus ruraux, connaissent des niveaux de fécondité intermédiaires avec un enfant de plus en moyenne. Cette diffusion rencontre toutefois un obstacle à Tivaouane qui est un foyer religieux. Un autre département est spécifique, celui de Birkelane, très rural, qui se caractérise par la fécondité la plus élevée du pays. Cependant, les départements de Ziguinchor et d'Oussouye ont un niveau de fécondité relativement bas avec des voisins directs et éloignés de niveau de fécondité de plus de six enfants par femme. Ces deux départements sont spécifiques de plusieurs points de vue. Majoritairement d'ethnie Diola, les migrations saisonnières des jeunes femmes pour travailler dans les villes comme domestiques y sont particulièrement développées (Enel et al, 1994). Cette migration saisonnière, et les difficultés économiques des jeunes à réunir les conditions pour se marier a conduit à un report de l'entrée en union, un facteur important de baisse de la fécondité ; en outre, le niveau d'instruction y est aussi relativement élevé : 1 femme sur 5 femmes a atteint au moins le secondaire dans le département d'Oussouye, un niveau similaire à celui de Guediawaye, et 1 sur 4 dans le département de Ziguinchor (RGPHA 2013). Une autre particularité de ces départements serait une meilleure fréquentation des structures sanitaires, qui contribue à baisser la mortalité infantile. Ainsi, l'accouchement en maternité dans la communauté villageoise de Mlomp dans le département d'Oussouye avoisine les 100% (Pison et al, 2002). Les départements de la région de Ziguinchor sont effectivement caractérisés par les niveaux de mortalité infantile (estimés à partir du recensement) les plus bas (annexe 3).

Les modèles multivariés ont permis de confirmer les facteurs de diffusion de la basse fécondité. En effet, nous avons montré que plus le taux d'urbanisation est élevé dans un département, plus sa fécondité est basse et que ce niveau affecte aussi les départements à proximité. D'un point de vue historique, les milieux urbains ont été précurseurs dans la baisse de la fécondité et cela s'est ensuite diffusé aux milieux ruraux. Les milieux urbains regroupent généralement des personnes plus riches et plus instruites qui constituent des milieux de diffusion de nouvelles idées et pratiques comme la limitation des naissances. Ce sont des milieux disposés à « l'apprentissage social » à travers de multiples canaux et sont à l'origine de « l'influence sociale », dans la mesure où de nombreux citoyens aspirent à ressembler aux « élites » (Montgomery et Casterline, 1996). Par ailleurs, la qualité de l'habitat, le niveau d'instruction des femmes et la proportion de femmes hors unions sont des

indicateurs très favorablement corrélés à la diffusion de la basse fécondité avec des effets directs mais aussi indirects sur les départements à proximité.

À l'inverse, le secteur agricole joue un rôle de résistance à la diffusion de manière directe et indirecte. En 2013, les ménages agricoles sont majoritairement en milieu rural (74%) et huit sur dix sont de petits exploitants. L'agriculture est donc essentiellement une production de subsistance faiblement mécanisée, avec un recours important aux animaux de traite (ANSD, 2014), ce qui correspond au type d'agriculture identifiée dans la littérature comme un frein à diminuer la taille des familles (Caldwell et Caldwell, 1987).

En ce qui concerne les variables de contrôle, la part d'aides familiaux qui représente un proxy de l'emploi précaire est directement significative (sans effet de contagion de proximité) et va dans le même sens que l'agriculture (d'ailleurs il n'est pas significatif dans le modèle 1 qui tient compte de cette composante). Le niveau de mortalité infantile ne présente pas non plus d'effets indirects sur les départements et conserve un effet direct et positif sur la fécondité lorsque l'on tient compte de l'urbanisation (modèle 3) et de la richesse (modèle 5). Outre le fait que le niveau de mortalité infantile capte la qualité des infrastructures sanitaires au sein d'un département, il est possible qu'il existe des interactions dans la relation entre mortalité et fécondité. Dans une approche qualitative, Randall et Le Grand (2003) ont ainsi montré que la prise en compte de la baisse de la mortalité infantile sur le projet de formation de la famille n'était observée uniquement que parmi certains citoyens bien instruits. Par ailleurs, l'antécédent migratoire (national) présente un lien inattendu. En effet, on pourrait supposer que le fait d'avoir vécu en milieu urbain engendre une relative imprégnation des modèles urbains de fécondité plus basse, or c'est le contraire que l'on observe. Pour l'expliquer, on suppose qu'il existe un effet de « rattrapage », cela a été aussi observé au Burkina Faso par Pongli (2018).

L'analyse présente toutefois certaines limites. La source mobilisée pour estimer la fécondité n'est pas classique : celle-ci est généralement estimée dans les enquêtes démographiques et de santé qui fournissent les informations les plus détaillées en la matière et qui font référence au niveau international. Les recensements n'ont a priori pas vocation à estimer la fécondité, ce qui laisse supposer une certaine sous-estimation des informations recueillies. Cependant, le niveau de fécondité obtenu est quasiment similaire à celui des EDS ; de plus ce sont les différences de niveaux qui nous intéressent ici. Pour les mêmes raisons, il n'a pas été possible de tester la diffusion des facteurs intermédiaires de la fécondité, en particulier, celle des techniques (méthodes contraceptives) ou des souhaits de fécondité, ce qui aurait apporté des éléments d'interprétation très éclairants.

Un des facteurs contextuels les plus importants sur la diffusion de la fécondité est celui du milieu de résidence, or la caractérisation de ce qui est urbain reste délicate au Sénégal comme ailleurs, mais l'urbanisation rapide accentue la difficulté. L'identification des zones urbaines se rapporte généralement à la taille de la population, à l'habitat et à l'accès à l'essentiel des services sociaux de base. Cependant, la définition mobilisée par l'institut national de la statistique se base sur la distribution des unités administratives préalablement identifiées comme villes ou communes urbaines. Au Sénégal, les zones urbaines sont définies selon les besoins de la politique de décentralisation (RGPHA 2013). Ainsi, certaines communautés ont pu s'urbaniser au cours du temps sans qu'elles aient été caractérisées comme urbaines administrativement parlant. Même si cette définition présente des limites, elle reste globalement discriminante et mobilisée dans la plupart des enquêtes nationales.

Du point de vue de la méthode, les modèles de régression spatiale ont été menés sur un échantillon de petite taille (45 départements). Cependant, les techniques d'itération (détaillées en annexe 2) mobilisées permettent de diminuer ce biais. Un développement qui pourrait renforcer nos résultats sur le phénomène de diffusion serait de les comparer avec une analyse menée sur le recensement précédent, à l'instar de ce qu'ont réalisé Montgomery et Casterline (1993) sur Taiwan. Cependant un nouveau découpage des départements est survenu en 2008 au Sénégal, ce qui diminue la pertinence de faire une telle comparaison qui ne pourrait se faire qu'au niveau des régions. On peut espérer que le prochain recensement permettra une telle comparaison qui sera d'autant plus intéressante que beaucoup d'efforts ont été mis dans la planification familiale cette dernière décennie. En effet, la proportion de femmes (de 15-49 ans en union) utilisatrices de méthodes contraceptives modernes est passée de 12,1% en 2010-11 à 26% en 2017 - 37% en milieu urbain et 19% en milieu rural - (ANSD et MI. Int, 2018). Au début des années 2010, une Initiative de santé reproductive en milieu urbain (URHI), financée par la fondation Gates, a impliqué des personnels de santé, des leaders religieux et des relais communautaires pour communiquer sur les méthodes contraceptives à travers des rencontres, des activités dans les communautés de base (soins gratuits et campagnes de sensibilisation) et les médias (Benson et al, 2018). Cet « apprentissage social », associé à une meilleure gestion des stocks, a contribué à diffuser l'utilisation des contraceptifs modernes surtout parmi les femmes pauvres. Cependant, cette amélioration en matière d'accessibilité de la planification familiale ne s'est probablement pas produite de la même manière sur l'ensemble du territoire, en particulier en milieu rural.

Pour conclure, ces résultats mettent en avant l'effet multiplicateur des différents facteurs de la baisse de la fécondité qui agissent tant au niveau des individus que par diffusion, appréhendée ici spatialement. Ce type d'analyse met en exergue des obstacles ou facilitateurs spécifiques au niveau

des départements, sur lesquels les programmes pourraient se focaliser. Ainsi, l'absence d'effet de la migration de retour du milieu rural ou la résistance des régions très rurales et agricoles ouvrent des pistes programmatiques intéressantes. De telles études pourraient être répétées avec profit dans d'autres pays.

Remerciements

Le présent projet a bénéficié d'un financement au titre du programme-cadre de recherche et d'innovation « Horizon 2020 » dans le cadre de la convention de subvention Marie Skłodowska-Curie n°690984. Nous remercions l'Agence nationale de la statistique et de la démographie (ANSD) du Sénégal pour cette collaboration menée sur les données du recensement.

Bibliographie

- Ardilly P., Audric S, de Bellefon M. P, ... et Le Gleut R, 2018. "Manuel d'analyse spatiale".
- Anselin L. et Florax R. J, 1995. "Small sample properties of tests for spatial dependence in regression models: Some further results". In *New directions in spatial econometrics* (pp. 21-74). Springer, Berlin, Heidelberg.
- ANSD/ RGPHAE 2013, 2014. "Recensement General de la Population et de l'Habitat, de l'Agriculture and de l'Elevage (RGPHAE) 2013". Rapport final.
- ANSD/ RGPHAE 2013, 2016. "Recensement General de la Population et de l'Habitat, de l'Agriculture and de l'Elevage (RGPHAE) 2013". Atlas démographique du Senegal, Rapport final.
- ANSD et ICF, 2017. "Enquête Démographique et de Santé Continue (EDS-Continue 2016)". Rockville, Maryland, USA: ANSD et ICF.
- ANSD et ICF, 2018. "Enquête Démographique et de Santé Continue (EDS-Continue 2017)". Rockville, Maryland, USA: ANSD et ICF.
- ANSD, 2018. "Situation économique et sociale du Sénégal en 2015". ISSN 0850-1491
- ANSD, 2019. "INDICE HARMONISE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE (IHPI)". <http://www.ansd.sn/>
- Becker G., Lewis H. G., 1973. "On the interaction between the quantity and quality of children", *Journal of Political Economy*, 81(S2), p. S279-S288.
- Benson A., Calhoun L., Corroon M., Gueye A., Guilkey D., Kebede E., ... et Winston J., 2018. "The Senegal urban reproductive health initiative: a longitudinal program impact evaluation". *Contraception*, 97(5), 439-444.
- Bongaarts J. et Watkins S. C, 1996. Social interactions and contemporary fertility transitions. *Population and development review*, 639-682.
- Bongaarts J, 2003. "Completing the fertility transition in the developing world: The role of educational differences and fertility preferences", *Population Studies*, 57(3), 321-335.
- Boyle P, 2003. "Population geography: does geography matter in fertility research?". *Progress in Human Geography*, 27(5), 615-626.
- Caldwell J. et Caldwell P, 1987. "The Cultural Context of High Fertility in sub-Saharan Africa", *Population and Development Review* Vol. 13, No. 3, pp. 409-437.
- Carlson G, 1966. 'The decline of fertility. Innovation or adjustment process?', *Population Studies*, 20, p. 165.
- Coale A. J. et Watkins S. C, 1986. "The decline of fertility in Europe", Princeton, University Press.
- Delaunay V. et Enel C, 2009. "Les migrations saisonnières féminines: le cas des jeunes bonnes à Dakar". *Du genre et de l'Afrique. Hommage à Thérèse Locoh*, Paris, INED, 389-401.
- Elhorst, J. P, 2010. "Applied spatial econometrics: raising the bar". *Spatial economic analysis*, 5(1), 9-28.
- Enel C., Pison G. et Lefebvre M, 1994. "Migrations and nuptiality changes. A case study in rural Senegal". in Bledsoe C., Pison G. (ed.), *Nuptiality in Sub-Saharan Africa : Contemporary Anthropological and Demographic Perspectives*. Clarendon Press, Oxford, 92-113.
- Ertur C. et Thiaw, K, 2005. "Croissance, capital humain et interactions spatiales: une étude économétrique". Document de travail du LEG, Université de Bourgogne, (2005-04).
- Garrett, E., Reid, A., Schürer, K. and Szreter, S. 2001. "Changing family size in England and Wales: place, class and demography, 1891–1911". Cambridge: Cambridge University Press.

- Garenne M. et Ferdi S. F, 2016. "La pression de la population dans les Pays Sahéliens Francophones: Analyse des estimations et projections de population". Development, 168.
- Guilmoto, C. Z, 1997. "La géographie de la fécondité en Inde (1981-1991)". Espace, populations, sociétés, 15(2), 145-159.
- Guilmoto C Z et Rajan S I, 2001. "Spatial Patterns of Fertility Change in Indian Districts", Population and Development Review, 27,4, 713-738.
- Guilmoto, C. Z, 2003. "Une lecture géographique des mécanismes de baisse de la fécondité en Inde". Série santé de la reproduction, fécondité et développement, document de recherche no1.
- Kalemni-Ozcan S, Ryder H.E. et Weil D.N, 2000."Mortality decline, Human Capital Investment, and economic growth", Journal of Development Economics 66(1):1-23.
- Kateb K et Ouadah-Bedidi Z, 2002."L'actualité démographique du Maghreb". Enseigner la guerre d'Algérie et le Maghreb contemporain - actes de la DESCO Université d'été octobre 2001 © ministère de l'Education nationale - direction de l'Enseignement scolaire pour Eduscol avril 2002.
- Kirk D, 1996. "Demographic transition theory". Population studies, 50(3), 361-387.
- Klüsener S., Dribe M. et Scalone F, 2019. "Spatial and Social Distance at the Onset of the Fertility Transition: Sweden, 1880–1900". Demography, 56(1), 169-199.
- Knodel J. et Van de Walle E, 1979. "Lessons from the past: Policy implications of historical fertility studies". Population and development review, 217-245.
- Kravdal Ø, 2002. "Education and fertility in sub-Saharan Africa: Individual and community effects", Demography, 39(2), 233-250.
- Malin B, 2004. "Data and collocation surveillance through location access patterns". In Proc. NAACSOS Conf.
- Millogo R. M, 2020. "Transition de la fécondité à Dakar, Ouagadougou et Nairobi : similitudes et divergences avec les schémas classiques". Université de Genève. Thèse.
- Montgomery M. R. et Casterline J. B, 1993. "The diffusion of fertility control in Taiwan: Evidence from pooled cross-section time-series models". Population studies, 47(3), 457-479.
- Montgomery M. R. et Casterline J. B, 1996. "Social learning, social influence, and new models of fertility". Population and Development Review, 22, 151-175.
- Moultrie TA, Dorrington RE, Hill AG, Hill K, Timæus IM et Zaba B (eds), 2017. "Outils pour l'estimation démographique". Paris: International Union for the Scientific Study of Population. demographicestimation.iussp.org
- Notestein F. W, 1953. "Economic problems of population change" (pp. 13-31) London: Oxford University Press.
- Pison G., Wade,A., Gabadinho A. et Enel C, 2002. "Mlomp DSS, Senegal". Population and health in developing countries, 1, 271-278.
- Pison G. et Enel C, 2005. "Le passage à l'âge adulte et la constitution de la famille: évolutions récentes à Mlomp (Sénégal)". Familles au Nord. Familles au Sud, Louvain-la-Neuve, Academia Bruylant, 155-177.
- Pongi N. R, 2018. "Migration et fécondité en Afrique subsaharienne : analyse comparée des données des observatoires de population urbains et ruraux au Burkina Faso". Doctoral dissertation, UCL-Université Catholique de Louvain.

- Randall S. et Legrand T, 2003. "Stratégies reproductives et prise de décision au Sénégal: le rôle de la mortalité des enfants". *Population*, 58(6), 773-806
- Shapiro D. et Gebreselassie T, 2009. "Fertility Transition in Sub-Saharan Africa: Falling and Stalling", *African Population Studies Vol. 22 n°2*.
- Schultz T. P, 2005. "Productive benefits of health: Evidence from Low-Income countries", *Health and Economic Growth: Findings and policy implementations*, édité par G Lopez-Casanova, B. Riveras et L. Currais. Cambridge, MA: MIT Press.
- United Nations, 2015. "World Population Prospects: The 2015 Revision". New York: United Nations.
- United Nations, 2019. "World Population Prospects: The 2019 Revision". New York: United Nations.
- Van Bavel J, 2004. "Diffusion effects in the European fertility transition: Historical evidence from within a Belgian town (1846–1910)". *European Journal of Population/Revue européenne de démographie*, 20(1), 63-85.
- Voas D, 2003. "Conflicting preferences: a reason fertility tends to be too high or too low". *Population and development review*, 29(4), 627-646.
- Zagaglia B, 2013. "Transitions démographiques et changements sociaux en région méditerranéenne", *Société et culture, Secteurs stratégiques, Annuaire I E Med. de la Méditerranée*.

Annexe 1. Présentation de la méthode utilisée pour estimer l'autocorrélation spatiale

Pour évaluer l'autocorrélation spatiale (Ardilly et al, 2018), nous utilisons ici l'indice de Moran défini par :

$$(7.1) \ I = \frac{\frac{\sum_{i,j} w_{i,j} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i,j} w_{i,j}}}{\frac{\sum_i (X_i - \bar{X})^2}{n}}$$

Où W est la matrice de voisinage avec $w_{i,i} = 0$. Elle permet de définir la forme fonctionnelle liant les observations entre elles. X désigne l'indicateur agrégé, ici la fécondité et n le nombre d'unités spatiales. I dépend de W et il est affecté par le degré d'aggrégations et les unités spatiales, le type (positive, négative, nulle) dépend du signe de la valeur estimée comprise entre -1 et +1.

On utilise souvent le diagramme de Moran (Ardilly et al, 2018) qui est un champ de dispersion de la matrice WX contre X, la pente de la droite de régression correspond à l'indice de Moran. Étant difficile d'interpréter l'indice brut, on procède souvent à une normalisation avant de faire un test d'autocorrélation de Moran. Lorsque la variable dépendante est continue comme dans le cas présent, les valeurs sont considérées suivre une loi normale.

Annexe 2. Estimation du modèle SAR

Considérons un nombre fini de localités (ici 45 départements) représentées par leur centroïde s_i et on dispose d'une variable (aléatoire) dépendante quantitative Y (ici ICF) et une matrice X de variables quantitatives de dimension p . Considérons une matrice de voisinage W normalisée (basée ici sur la contiguïté d'ordre un et standardisée par ligne) et une variable Z , WZ présente automatiquement une autocorrélation spatiale avec Z .

Le modèle SAR s'écrit : (2) $Y = WY\rho + X\beta + \epsilon$ et l'écriture par composantes est (3) $y_i = \sum_{k=1}^p S_k(W)_{ik} x_k + \epsilon_i$, avec ϵ un bruit blanc spatial (suit une loi normale de moyenne nulle et de variance constante et de covariance nulle). $(I - W\rho)Y$ est la variable endogène spatialement filtrée, ρ mesure l'intensité de l'autocorrélation spatiale dans Y ; p est le nombre de variables explicatives, x_k la $k^{\text{ème}}$ colonne de x et $\epsilon = (I - \rho W)^{-1}\epsilon$. L'estimation du modèle est faite par la méthode du Maximum de vraisemblance.

Interprétations des coefficients

En considérant les dérivées partielles de $E(y_i)$ par rapport à x_{jk} (une variation de l'espérance ou moyenne de la variable dépendante selon les variables explicatives), $\frac{\partial E(y_i)}{\partial x_{jk}} = S_k(W)_{ij}$, on estime les effets suivants.

Impact direct moyen. Il mesure l'effet moyen de l'accroissement d'une unité de la variable k pour l'individu (département) i sur $E(y_i)$ pour le même individu (département) ;

$$(4) ADI = 1/n \sum (i = 1 \dots n) (\partial E(y_i) / (\partial x_{ik}))$$

Impact indirect moyen. Il mesure la moyenne de l'effet indirect sur chaque composante $E(y_i)$;

$$(5) AII = 1/n \sum (i \neq j) (\partial E(y_i) / (\partial x_{jk}))$$

Impact moyen total. Il mesure l'effet moyen sur $E(y_i)$ de l'accroissement d'une unité de la variable k pour tous les individus (départements) ; (6) $AII = 1/n \sum (i, j) \partial E(y_i) / (\partial x_{jk})$.

Les tests unidirectionnels d'autocorrélation spatiale (les tests LMLAG et LMERR) assurent le choix du modèle SAR à travers une approche itérative (Elhorst, 2010) et l'estimation des impacts est faite par des techniques de Monte-Carlo (rééchantillonnage).

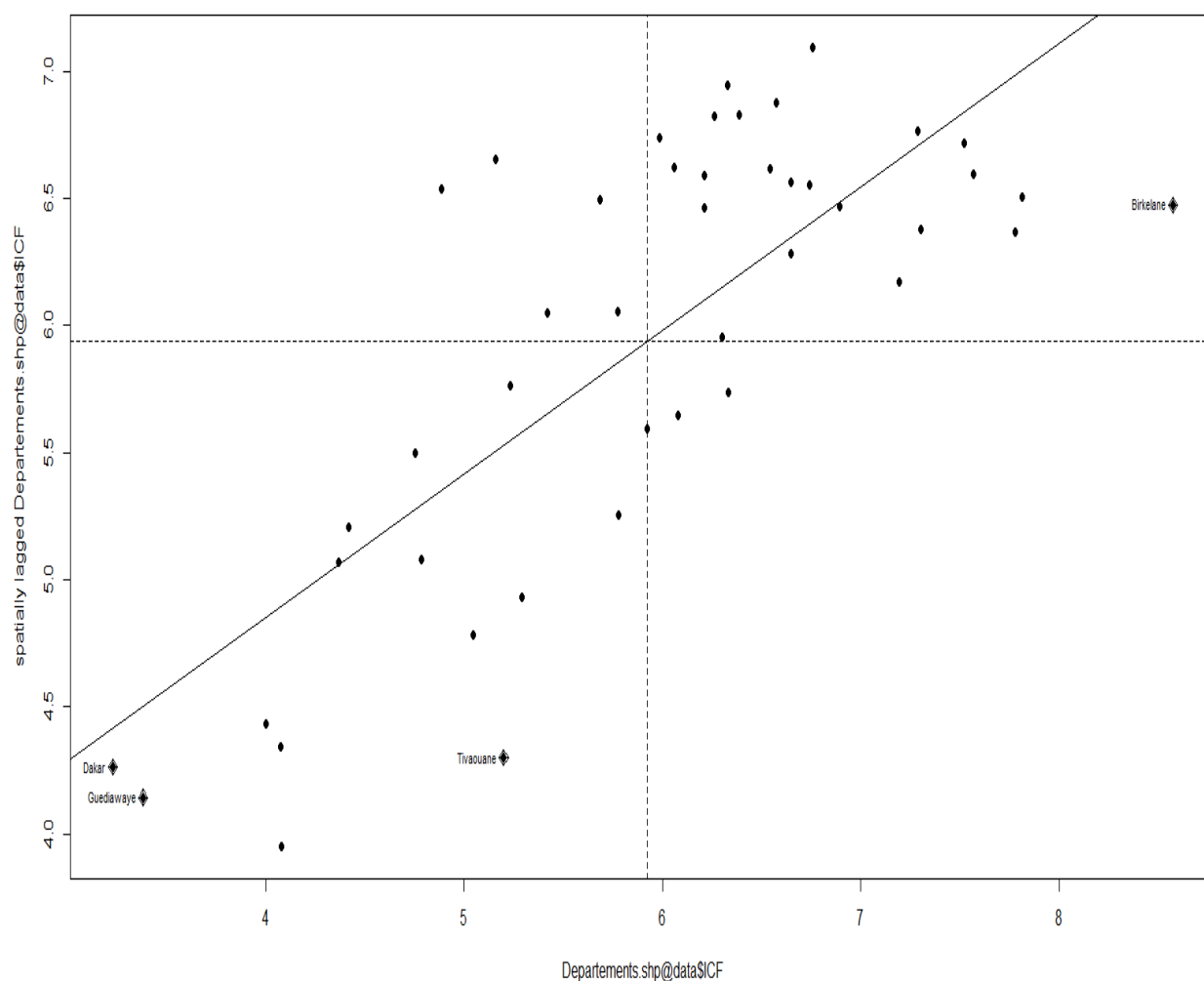
Annexe 3. Niveaux de fécondité et de mortalité infantile par département

Régions	Départements	Indicateur conjoncturel de fécondité (nb d'enfants par femme)	Quotient de mortalité infantile (‰) année 2013
DAKAR		3,7	
	Dakar	3,2	66,9
	Pikine	4,1	84,0
	Rufisque	4,0	86,9
	Guediawaye	3,4	86,0
ZIGUINCHOR		5,5	
	Bignona	6,3	57,7
	Oussouye	4,8	60,8
	Ziguinchor	4,9	63,6
DIOURBEL		5,4	
	Bambey	5,8	90,2
	Diourbel	5,9	74,1
	Mbacké	5,2	101,3
SAINT-LOUIS		4,9	
	Dagana	4,8	118,7
	Podor	5,8	90,2
	Saint-Louis	4,1	111,8
TAMBACOUNDA		6,7	
	Bakel	6,8	112,0
	Tambacounda	6,7	82,5
	Goudiry	6,4	78,5
	Koupentoum	6,6	80,7
KAOLACK		5,6	
	Kaolack	5,2	92,5
	Nioro	6,1	85,9
	Guinguineo	6,2	85,3
THIES		4,9	
	Mbour	5,3	93,8
	Thiès	4,4	90,9
	Tivaouane	5,2	97,7
LOUGA		5,0	
	Kébémér	4,4	73,6
	Linguère	5,4	76,3
	Louga	5,0	91,0
FATICK		6,4	
	Fatick	6,3	108,6
	Foundiougne	6,1	82,5
	Gossas	7,6	88,3
KOLDA		6,3	
	Kolda	6,6	75,9
	Vélingara	6,0	66,9
	Medina Yoro Foulah	6,5	81,8

MATAM		6,8	
	Matam	6,2	92,2
	Kanel	7,3	101,8
	Ranerou	7,8	89,7
KAFFRINE		6,7	
	Kaffrine	6,3	87,5
	Birkelane	8,6	98,2
	Koungheul	5,7	78,0
	Malem Hoddar	7,5	79,1
KEDOUGOU		6,6	
	Kédougou	6,3	85,9
	Salemata	7,2	95,6
	Saraya	6,9	93,5
SEDHIOU		7,2	
	Sedhiou	6,6	73,8
	Boukiling	7,3	93,1
	Goudomp	7,8	51,5

Source : RGPH 2013 (calcul des auteurs à partir des naissances et décès des 12 derniers mois).

Annexe 4. Diagramme de Moran pour l'Indice conjoncturel de fécondité des départements du Sénégal



Source : RGPH 2013 (calcul des auteurs).