Faculté des sciences économiques, sociales, politiques et de communication
École des sciences politiques et sociales (PSAD)

Fécondité et disparités régionales en Afrique de l'Ouest :

Une analyse comparative à partir des Enquêtes Démographiques et de Santé.

Auteures : Deschryver Jade & Régniez Chloé

Promoteur : Professeur Bruno Schoumaker
Lecteur : Professeur Bruno Masquelier

Année académique : 2025-2026

Master de spécialisation en méthodes quantitatives en sciences sociales

« Nous déclarons sur l'honneur que ce mémoire a été écrit de notre plume, sans avoir sollicité d'aide extérieure illicite, qu'il n'est pas la reprise d'un travail présenté dans une autre institution pour évaluation, et qu'il n'a jamais été publié, en tout ou en partie. Toutes les informations (idées, phrases, graphes, cartes, tableaux, ...) empruntées ou faisant référence à des sources primaires ou secondaires sont référencées adéquatement selon la méthode universitaire en vigueur.

Si nous avons eu recours à l'IA, nous avons scrupuleusement respecté les règles établies en la matière par la note du bureau Faculté ESPO en date du 1er juillet 2024, tout particulièrement dans son point 4.

Nous déclarons avoir pris connaissance et adhérer au Code de déontologie pour les étudiant(e)s en matière d'emprunts, de citations et d'exploitation de sources diverses, en ce compris l'usage des outils d'intelligence artificielle générative, et savoir qu'un plagiat ou que toute autre forme d'irrégularité est une faute grave et est susceptible de donner lieu aux procédures et sanctions prévues aux articles 107 à 114 du RGEE (Règlement général des études et des examens). »

Chloé Régniez



Signature

Jade Deschryver



Signature

Remerciements

Cette année de master de spécialisation représente bien plus qu'une année parmi tant d'autres. Elle marque l'aboutissement d'un long parcours commencé il y a maintenant 22 ans, au cours duquel j'ai eu la chance d'être entourée et accompagnée par de nombreuses personnes. À ce titre, je souhaite remercier toutes celles et ceux qui, de près ou de loin, m'ont soutenue, qu'il s'agisse de membres de ma famille, notamment mes parents et mes grands-parents, ou de mes amis. Pour cette année, je remercie mes professeurs, tous plus passionnants les uns que les autres, qui m'ont permis de découvrir comment la démographie et la géographie pouvaient se compléter. Merci à mon cher Loïc pour son aide précieuse tout au long de la rédaction de ce mémoire, ainsi que pour son soutien dans tous les cours qui impliquaient, de près ou de loin, des mathématiques. Enfin, merci à Jade, mon binôme d'étude et de mémoire. Nous avons commencé notre premier master ensemble et nous terminons cette dernière année côte à côte.

Chloé Régniez

La fin de cette année de master de spécialisation représente également pour moi la fin de mes sept années d'études à l'UCLouvain. Ce mémoire marque la fin d'un chapitre de ma vie, mais aussi le début d'un autre. Je tenais à remercier ma famille et mes amis pour leur soutien, ainsi que les professeurs et assistants que j'ai eu l'occasion de rencontrer ou de retrouver dans le cadre de ce master. Enfin, je souhaite remercier tout particulièrement Chloé, que j'ai rencontrée au début du master en démographie il y a 3 ans. Avec elle, j'ai eu la chance de réaliser de nombreux travaux de groupe ainsi que ce mémoire. Mais au-delà des études, nous avons également partagé de très bons moments qui ont marqué mes années de master.

Jade Deschryver

Pour terminer, nous souhaitons remercier conjointement Monsieur Bruno Schoumaker, notre promoteur, pour sa disponibilité depuis le lancement de ce projet de mémoire et pour l'intérêt qu'il a porté à notre sujet. Ainsi que Bruno Masquelier, notre lecteur, pour le temps consacré à l'évaluation de ce travail.

Table des matières

Liste des figures . . . . . **vii**

Liste des tableaux . . . . . **ix**

1 Introduction **1**

2 Revue de littérature **7**

2.1 Revue théorique de la transition de fécondité 7

2.1.1 Les approches économiques de la fécondité 8

2.1.2 Les approches idéationnelles de la fécondité 10

2.1.3 Les approches hybrides de la fécondité 13

2.2 Revue empirique des déterminants de la fécondité 14

2.2.1 Les déterminants intermédiaires 15

2.2.2 Les déterminants indirects 17

2.3 Hypothèses 25

3 Données et méthode **27**

3.1 Données 27

3.1.1 Base de données 27

3.1.2 Variables 29

3.2 Méthode 33

3.2.1 Analyses descriptives 33

3.2.2 Modèles de régression OLS multivariée 36

3.2.3 Modèles de régression spatiale 40

4 Résultats **45**

4.1 Analyses descriptives 45

4.1.1 Exploration des variables explicatives 45

4.1.2 ISF national et régional 48

4.1.3 Disparités intra-nationales de l'ISF 49

4.1.4 Autocorrélation spatiale globale de l'ISF 50

4.1.5 Indicateur Local d'Association Spatiale (LISA) de l'ISF 51

4.2 Analyse des modèles 53

4.2.1 Régression linéaire univariée . . . 53
4.2.2 Régression linéaire multivariée . . . 55
4.2.3 Autocorrélation spatiale des modèles . . . 62
4.2.4 Indicateur LISA . . . 63
4.2.5 Test du multiplicateur de Lagrange . . . 67
4.3 Modèle à erreur spatiale (SEM) . . . 70
4.3.1 Modèle 1 . . . 70
4.3.2 Modèle 2 . . . 71
4.3.3 Modèle 3 . . . 73
4.4 Modèle de régression spatiale pondérée . . . 74
4.4.1 Modèle 1 . . . 75
4.4.2 Modèle 2 . . . 78
4.4.3 Modèle 3 . . . 81
5 Discussion . . . **87**
5.1 Discussion des résultats . . . 87
5.2 Limites . . . 95
6 Conclusion . . . **97**
Bibliographie . . . **101**
A Régions des pays d'Afrique de l'Ouest . . . **111**
B Représentation cartographique de la matrice de voisinage . . . **113**
C Graphiques diagnostiques des modèles . . . **115**
C.1 Modèle 1 . . . 115
C.2 Modèle 2 . . . 116
C.3 Modèle 3 . . . 116
D Paramètres et diagnostics des modèles SEM . . . **117**
D.1 Modèle 1 . . . 118
D.2 Modèle 2 . . . 119
D.3 Modèle 3 . . . 120
E Résultats de la régression géographiquement pondérée (GWR) 121
E.1 Modèle 1 . . . 121
E.2 Modèle 2 . . . 122
E.3 Modèle 3 . . . 122

Liste des figures

1.1 Indice synthétique de fécondité dans les pays d'Afrique de l'Ouest 3

4.1 Indice synthétique de fécondité dans les régions des pays d'Afrique de l'Ouest 49
4.2 Clusters spatiaux LISA de l'indice synthétique de fécondité (ISF) en Afrique de l'Ouest 52
4.3 Clusters LISA des résidus du modèle 1 64
4.4 Clusters LISA des résidus du modèle 2 65
4.5 Clusters LISA des résidus du modèle 3 66
4.6 Cartographie des coefficients locaux significatifs pour le modèle 1 77
4.7 Cartographie des coefficients locaux significatifs pour le modèle 2 80
4.8 Cartographie des coefficients locaux significatifs pour le modèle 3 84

B.1 Carte des relations de voisinage spatial entre les régions 113

C.1 Graphiques diagnostiques du modèle 1 115
C.2 Graphiques diagnostiques du modèle 2 116
C.3 Graphiques diagnostiques du modèle 3 116

Liste des tableaux

3.1 Récapitulatif des thématiques abordées dans le module utilisé . . 28
3.2 Variables explicatives utilisées dans l'analyse 31
3.3 Variables intermédiaires utilisées dans l'analyse 33

4.1 Moyennes des variables par pays 46
4.2 Indice synthétique de fécondité (ISF) dans les pays d'Afrique de l'Ouest sélectionnés 48
4.3 Moyenne et écart-type de l'indice synthétique de fécondité (ISF) par pays 50
4.4 I de Moran 51
4.5 Résultats des régressions univariées entre l'ISF régional et les variables explicatives 53
4.6 Résultats de la régression linéaire multiple expliquant l'indice synthétique de fécondité régional 56
4.7 Résultats de la régression linéaire multiple incluant la proportion de femmes mariées 58
4.8 Résultats de la régression linéaire multiple incluant l'utilisation de la contraception moderne 61
4.9 I de Moran des résidus des modèles 1, 2 et 3 63
4.10 Résultats des tests LM pour la détection de l'autocorrélation spatiale des trois modèles 69
4.11 Résultats du modèle à erreur spatiale (SEM) pour le modèle 1 . . 71
4.12 Résultats du modèle à erreur spatiale (SEM) pour le modèle 2 . . 72
4.13 Résultats du modèle à erreur spatiale (SEM) pour le modèle 3 . . 74
4.14 Comparaison des trois modèles de régression géographiquement pondérée 85

A.1 Régions des pays d'Afrique de l'Ouest 112

D.1 Paramètre spatial et statistiques d'ajustement du modèle SEM pour le modèle 1 118
D.2 Résumé des résidus du modèle SEM pour le modèle 1 118
D.3 Paramètre spatial et statistiques d'ajustement du modèle SEM pour le modèle 2 119
D.4 Résumé des résidus du modèle SEM pour le modèle 2 119
D.5 Paramètre spatial et statistiques d'ajustement du modèle SEM pour le modèle 3 120
D.6 Résumé des résidus du modèle SEM pour le modèle 3 120

E.1 Résultats de la régression géographiquement pondérée pour le modèle 1 121
E.2 Résultats de la régression géographiquement pondérée pour le modèle 2 122
E.3 Résultats de la régression géographiquement pondérée pour le modèle 3 122

1

Introduction

Alors que de nombreuses régions du monde ont connu une baisse rapide de leur fécondité au cours des dernières décennies, l'Afrique de l'Ouest continue de se distinguer par des niveaux élevés de fécondité (United Nations, 2025) et des rythmes de transition démographique relativement lents (Tabutin & Schoumaker, 2020). Cette sous-région de l'Afrique subsaharienne regroupe seize pays : le Bénin, le Burkina Faso, le Cap-Vert, la Côte d'Ivoire, le Ghana, la Guinée, la Guinée-Bissau, la Gambie, le Libéria, le Mali, la Mauritanie, le Niger, le Nigéria, le Sénégal, la Sierra Leone et le Togo. Ensemble, ils occupent un territoire de près de 7,9 millions de km^2 (OCDE/CSAO, 2009).

Cette situation soulève des interrogations quant aux facteurs expliquant ce maintien de taux de fécondité élevés dans cette région. De plus, cette situation engendre une croissance rapide de la population posant des défis importants en termes d'éducation, d'économie ou encore d'accès aux soins de santé.

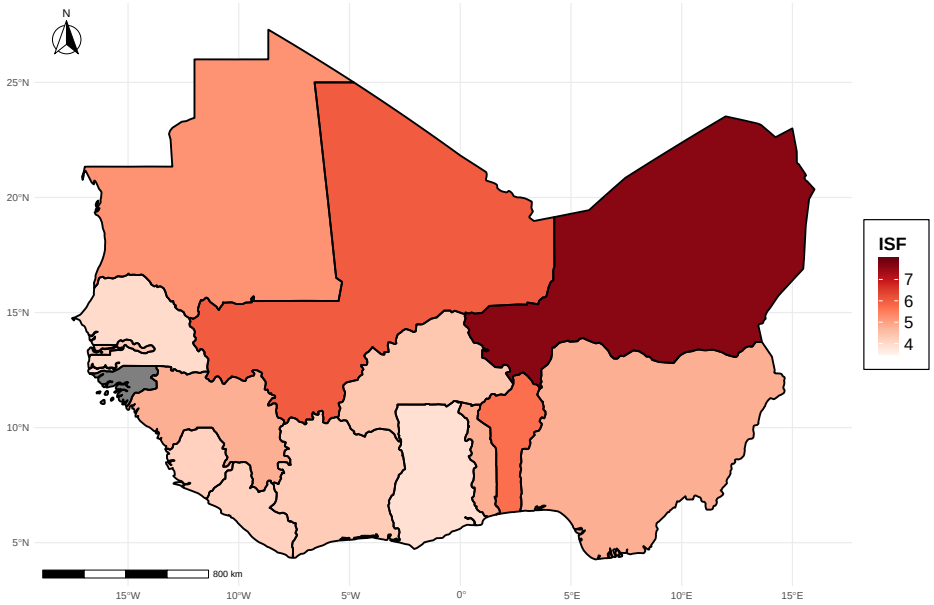
La transition démographique désigne le passage d'une population présentant des taux de fécondité et de mortalité élevés, à des taux plus faibles, accompagné d'une espérance de vie prolongée (Coale, 1987). Si cette transition a démarré en France au XVIII^{e} siècle pour s'étendre ensuite à toute l'Europe et dans d'autres pays développés, son déroulement apparaît plus complexe en Afrique subsaharienne. Comme le souligne Leshabari (2021), cette région se caractérise par une forte hétérogénéité des trajectoires démographiques. Les pays ne progressent pas au même rythme : le Nigéria se situe encore à un stade précoce de la transition, tandis que l'Afrique du Sud figure parmi les pays les plus avancés. Cette diversité se reflète dans la typologie de Tabutin et Schoumaker (2020) qui distinguent cinq

grands modèles de transition démographique en Afrique subsaharienne. La plupart des pays d'Afrique de l'Ouest appartiennent aux modèles caractérisés par une transition relativement précoce, en comparaison avec l'Afrique australe ou les pays insulaires de la région. Des différences importantes existent toutefois au sein même de l'Afrique de l'Ouest : le Sénégal, le Ghana et la Côte d'Ivoire apparaissent légèrement plus avancés dans leur transition que des pays comme le Mali, le Nigéria ou le Burkina Faso.

Ces différences se reflètent directement dans les niveaux de fécondité observés. Bien qu'une baisse se soit amorcée dans la plupart des pays de la sous-région, les niveaux de fécondité demeurent élevés. Ceux que l'on peut observer varient fortement selon les caractéristiques individuelles et les contextes de vie des femmes, ce qui traduit une forte hétérogénéité des comportements reproductifs. Des disparités importantes sont notamment observées selon le milieu de résidence, le niveau d'instruction ou encore les conditions socio-économiques. Parmi ces facteurs, l'instruction des femmes constitue l'un des déterminants les plus influents, suivie du niveau de vie (Tabutin & Schoumaker, 2020). Par ailleurs, la transition de la fécondité, définie comme la diminution de l'indice synthétique de fécondité d'un niveau élevé vers le niveau de remplacement, n'a pas encore véritablement débuté dans certaines zones rurales (Sánchez-Páez & Schoumaker, 2026).

La figure 1.1 présente l'ISF national des quatorze pays de l'Afrique de l'Ouest. Le Niger est le pays qui présente l'indice synthétique de fécondité le plus élevé, avec 7,6 enfants par femme en 2012. Toutefois, en 2020, année moyenne des enquêtes mobilisées, l'ISF était de 6,37 enfants par femme (United Nations, 2024) pour ce pays. Il est suivi par le Mali qui présente un ISF de 6,0 enfants par femme en 2023. Le pays d'Afrique de l'Ouest avec le plus petit indice synthétique de fécondité est le Ghana, avec une moyenne de 3,9 enfants par femme en 2022.

Si la théorie classique de la transition démographique explique la baisse de la fécondité par le développement économique, l'urbanisation et l'éducation, ces facteurs ne suffisent pas à expliquer les dynamiques observées dans le contexte africain. En effet, Bongaarts (2017a) montre que la relation entre le développement socio-économique et la baisse de la fécondité reste partielle et parfois insuffisante. En effet, certains facteurs culturels jouent un rôle déterminant dans cette spécificité. Parmi ceux-ci, les normes pronatalistes, qui valorisent les familles nombreuses, contribuent au maintien de niveaux élevés de fécondité. En Afrique subsaharienne, la demande d'enfants est élevée. À contexte comparable, le nombre d'enfants idéal y est supérieur de 1,2 enfant. À cela s'ajoutent la faible diffusion et le développement limité des politiques de planification familiale dans de nombreux pays, ainsi que



Sources : DHS.
Bénin (2017–18), Burkina Faso (2021), Côte d'Ivoire (2021), Gambie (2019–20), Ghana (2022), Guinée (2018), Liberia (2019–20), Mali (2023–24), Mauritanie (2019–21), Niger (2012), Nigeria (2024), Sénégal (2023), Sierra Leone (2019), Togo (2012–14).

Figure 1.1 *Indice synthétique de fécondité dans les pays d'Afrique de l'Ouest*

des processus de diffusion des normes et des comportements reproductifs encore inégaux.

Ainsi, malgré la baisse progressive de la fécondité observée dans certains pays d'Afrique de l'Ouest, d'importantes disparités persistent entre pays, entre régions et entre milieux de résidence. Ces différences suggèrent que les comportements de fécondité ne dépendent pas uniquement des caractéristiques individuelles des femmes, mais également des conditions socio-économiques et des contextes géographiques dans lesquels elles vivent. Dès lors, il convient de s'interroger sur la manière dont ces différents facteurs influencent la fécondité et participent à sa distribution spatiale dans les pays d'Afrique de l'Ouest.

Dans cette perspective, ce mémoire propose d'adopter une approche spatiale de l'analyse de la fécondité en Afrique de l'Ouest. L'hypothèse sous-jacente est que la fécondité présente une dimension spatiale. Les disparités observées entre les régions peuvent s'expliquer non seulement par des mécanismes de diffusion des normes et des comportements, mais aussi par des différences structurelles liées aux caractéristiques socio-économiques, démographiques et culturelles des populations. L'aspect de diffusion des normes et des comportements ne sera pas traité dans ce mémoire car il nécessiterait l'utilisation de données longitudinales permettant une approche spatio-temporelle. Toutefois, nous utiliserons l'approche spatiale pour détecter la potentielle présence d'autocorrélation spatiale ainsi que les similarités géographiques entre régions.

Ce caractère spécifique de la fécondité élevée en Afrique de l'Ouest et cette approche spatiale des comportements de fécondité nous ont menées à la question de recherche suivante : « **Quelle est l'influence des déterminants socio-économiques et spatiaux sur la fécondité, et dans quelle mesure ces facteurs contribuent-ils aux variations régionales de la fécondité en Afrique de l'Ouest ?** ».

Dans ce mémoire, les déterminants spatiaux renvoient aux effets de voisinage entre régions, à l'isolement géographique et aux structures spatiales susceptibles d'influencer les comportements de fécondité indépendamment des caractéristiques individuelles.

Ce travail s'appuie sur deux hypothèses spatiales principales :

- **H1 :** Les niveaux de fécondité observés dans une région sont associés à ceux des régions voisines, même après prise en compte des caractéristiques régionales et socio-économiques. Par conséquent, les niveaux de fécondité présentent une autocorrélation spatiale positive.
- **H2 :** Les régions présentant un degré élevé d'isolement géographique tendent à enregistrer des niveaux de fécondité plus élevés.

D'autres hypothèses concernant les variables socio-économiques et culturelles seront présentées plus en détail dans la section sur la revue de littérature.

L'originalité de ce mémoire réside dans l'intégration d'une approche spatiale à l'analyse des déterminants de la fécondité en Afrique de l'Ouest. En effet, la plupart des études ont analysé l'effet des déterminants individuels de la fécondité indépendamment des déterminants spatiaux (Adebowale, 2019 ; Dossou et al., 2026). Certaines recherches ont proposé également une approche comparative mais celles-ci demeurent minoritaires (Finlay et al., 2018 ; Wildeman et al., 2023). Concernant l'aspect spatial, les études sont de plus en plus nombreuses dans la littérature (Crombach & Smits, 2024 ; Olakunde et al., 2022 ; Sánchez-Páez & Schoumaker, 2026). Ainsi, ce mémoire propose une approche comparative de la fécondité pour l'Afrique de l'Ouest en incluant l'aspect spatial et les déterminants individuels agrégés au niveau régional.

Ce mémoire sera organisé comme suit : le premier chapitre présentera l'état de l'art concernant les théories qui sous-tendent les comportements de fécondité et l'analyse spatiale de cette dernière. Il présentera ensuite une revue empirique des déterminants intermédiaires et indirects de la fécondité propre à la région

d'Afrique de l'Ouest. Le second chapitre présentera en détail les données mobilisées pour cette recherche ainsi que les méthodes utilisées pour les analyses descriptives et multivariées. Suivra ensuite un troisième chapitre concernant les résultats des analyses menées. Ce mémoire se terminera par une discussion et une conclusion.

2

Revue de littérature

2.1 Revue théorique de la transition de fécondité

Cette revue théorique vise à présenter les principales théories explicatives de la fécondité dans le contexte des pays en développement. Toutefois, il est essentiel de souligner que les variations et les évolutions de la fécondité au sein de ces pays ne peuvent être attribuées à un facteur unique, mais résultent d'interactions complexes entre facteurs démographiques, socio-économiques, culturels et institutionnels (Bongaarts & Hodgson, 2022), qui varient selon les contextes et les périodes. Même si ces théories ne seront pas directement mobilisées dans les hypothèses, elles restent importantes à mentionner car elles permettent de comprendre ce qui sous-tend les différents comportements de fécondité.

Les théories sur la fécondité peuvent être classées en deux grandes approches : les approches économiques et les approches idéationnelles. Cette section présente d'abord les approches économiques, qui ont longtemps dominé les analyses du déclin de la fécondité, avant d'aborder les approches idéationnelles, mises en avant notamment par Cleland et Wilson (1987). Certaines approches se situent à l'intersection des deux, avec la vocation de rassembler les idées des deux approches. Elles seront présentées en dernier lieu dans la section « approches hybrides ».

Les théories économiques expliquent le déclin de la fécondité par les changements des conditions sociales et économiques qui conduisent les couples à réduire le nombre d'enfants qu'ils souhaitent avoir. À l'inverse, les théories idéationnelles

(et diffusionnistes) mettent l'accent sur la diffusion de nouvelles méthodes de limitation de la fécondité ainsi que sur l'évolution des idées et des normes concernant le contrôle des naissances (Bryant, 2007).

2.1.1 Les approches économiques de la fécondité

Théorie économique de la fécondité

Cette première théorie repose sur les travaux de Becker (1960), qui expliquent la fécondité à partir des comportements économiques des ménages. Les enfants sont considérés comme une source de services procurant de l'utilité aux parents, lesquels répartissent leurs ressources afin de maximiser leur bien-être (Becker, 1960 ; Robinson, 1997). Les versions ultérieures du modèle introduisent l'altruisme intergénérationnel, selon lequel les parents investissent dans leurs enfants, vus comme des biens d'investissement durables.

Avec sa théorie, Becker met en avant l'arbitrage entre quantité et qualité des enfants. L'augmentation des revenus et du coût d'opportunité conduit les familles à privilégier les investissements dans la qualité des enfants (éducation, santé, nutrition, développement des compétences), ce qui accroît le coût par enfant et réduit le nombre d'enfants désirés.

Selon Becker et Lewis (1973), les coûts liés à un enfant supplémentaire augmentent lorsque les parents souhaitent offrir un niveau de qualité plus élevé à l'enfant. Inversement, l'amélioration de la qualité devient d'autant plus coûteuse que le nombre d'enfants est élevé. Les parents sont donc confrontés à un arbitrage entre la qualité et la quantité de leurs enfants. Dans ce cadre, une diminution du coût associé à l'amélioration de la qualité des enfants, notamment en raison d'un niveau d'instruction plus élevé des parents, tend à les inciter à investir davantage dans chaque enfant. Comme les parents investissent davantage, le coût d'un enfant supplémentaire augmente également. Par conséquent, cette hausse du coût relatif de la fécondité incite les parents à réduire le nombre d'enfants souhaité. Les auteurs montrent également qu'une hausse du revenu favorise davantage l'amélioration de la qualité des enfants que l'augmentation de leur nombre. Ainsi, les ménages les plus aisés tendent à privilégier l'investissement dans chaque enfant plutôt que l'accroissement de la taille de la famille.

Dans la lignée, Easterlin (1975) a proposé un prolongement de celle de Becker (1960), selon laquelle la fécondité est déterminée par l'interaction de trois éléments : la demande d'enfants, définie comme le nombre d'enfants survivants que les

parents souhaiteraient avoir si la régulation de la fécondité n'avait aucun coût ; l'offre potentielle d'enfants, correspondant au nombre d'enfants survivants que les parents auraient en l'absence de toute limitation volontaire de la fécondité, et les coûts de régulation de la fécondité, qui incluent à la fois des coûts économiques comme l'accès à la contraception et des coûts sociaux ou psychologiques. Si l'offre potentielle est inférieure à la demande, les couples ne limitent pas leur fécondité qui dépend alors de facteurs biologiques et sociaux. Lorsque l'offre est supérieure à la demande, les couples limitent leur fécondité.

Hypothèse des revenus relatifs

Cette théorie a émergé à la fin des années soixante dans une période d'augmentation prolongée de la fécondité ayant touché les États-Unis et d'autres pays développés (Hill, 2015). Selon Easterlin, ce n'est pas tant le niveau absolu de revenu qui influence la décision d'avoir des enfants, mais plutôt l'écart entre les revenus perçus et les aspirations matérielles. Par conséquent, les générations ayant grandi dans un contexte de privation mais accédant à l'âge adulte durant une période de prospérité économique auraient tendance à afficher une fécondité plus élevée que celles ayant connu une enfance aisée avant d'entrer dans la vie adulte en période de ralentissement économique (Easterlin, 1966, 1978).

Klu (2023) mobilise également cette approche pour expliquer les niveaux élevés de fécondité observés dans certaines sociétés d'Afrique subsaharienne où la solidarité familiale est forte. Ils soulignent que les pratiques de *fosterage*, consistant à confier temporairement ou durablement des enfants à des membres de la famille élargie, permettent de répartir les coûts liés à leur prise en charge. Cette solidarité familiale réduit ainsi le coût perçu des enfants pour les parents biologiques et peut contribuer au maintien d'une fécondité élevée.

Hypothèse de l'enfant survivant

L'approche suivante concerne l'hypothèse de l'enfant survivant, qui cherche à expliquer le maintien de niveaux élevés de fécondité dans les pays en développement par le maintien d'une forte mortalité infantile et juvénile (Taylor et al., 1976). Selon cette approche, les parents ajusteraient leur comportement reproductif en réponse au risque de décès des enfants, soit en remplaçant les enfants décédés, soit en adoptant une stratégie d'« assurance » consistant à avoir un nombre plus élevé d'enfants afin de garantir qu'un certain nombre survive (Klu, 2023 ; Taylor et al., 1976). Cela rejoint l'hypothèse d'Easterlin (1975) qui suppose que les parents cherchent à atteindre un certain nombre d'enfants survivants plutôt qu'un nombre de naissances.

Toutefois, cette hypothèse est nuancée par plusieurs auteurs. Taylor et al. (1976) soulignent que la baisse de la mortalité infanto-juvénile ne constitue ni une condition suffisante ni une condition nécessaire au déclin de la fécondité, en raison du manque de preuves empiriques. Lawson et al. (2012) montrent, à partir de données portant sur 27 pays d'Afrique subsaharienne, qu'une fécondité plus élevée est associée à une baisse des chances de survie des enfants, suggérant que les naissances supplémentaires représentent un coût important pour les ménages et ne compensent pas systématiquement les décès d'enfants.

Théorie de la valeur de l'enfant

Cette théorie, développée par Hoffman (1987), explique la fécondité à partir de la notion de valeur de l'enfant. Selon cette approche, un enfant apporterait aux parents à la fois des bénéfices et des coûts, qu'ils soient économiques, sociaux ou psychologiques. Les comportements de fécondité seraient donc expliqués par un équilibre entre ces éléments de satisfaction et ces coûts : plus la valeur perçue de l'enfant est élevée à un moment donné, plus la probabilité d'avoir un (nouvel) enfant augmente (Klu, 2023). La valeur des enfants est vue comme une construction psychologique qui se décline en trois dimensions : les valeurs économiques, psychologiques et sociales (Sam, 2001). Dans les milieux ruraux ou les contextes moins développés, une forte valorisation économique des enfants est généralement associée à des niveaux de fécondité plus élevés, tandis que la dimension psychologique peut, dans certains cas, être associée négativement à la fécondité.

2.1.2 Les approches idéationnelles de la fécondité

Cleland et Wilson (1987) ont introduit les théories idéationnelles de la fécondité (Mason, 1997). Ils partent du postulat que les théories économiques ne fournissent pas une explication suffisante des tendances de fécondité observées. Selon eux, les changements idéationnels jouent un rôle plus déterminant que les changements structurels dans le processus de transition. Les auteurs s'intéressent aux idées relatives au contrôle de la fécondité à travers plusieurs dimensions : la perception de la faisabilité de la limitation des naissances, l'acceptabilité morale de ce principe et l'acceptabilité des différentes méthodes contraceptives. Ils soulignent que les transformations des comportements reproductifs deviennent possibles grâce à la diffusion de nouvelles idées, normes et informations concernant le contrôle des naissances. Ainsi, lorsque la motivation à réduire sa fécondité est suffisamment forte, les moyens nécessaires à sa réalisation tendent à apparaître et à se diffuser. Les attitudes envers le contrôle des naissances, entendues au sens large, constituent

donc un facteur explicatif central du calendrier de la transition de la fécondité. Toutefois, ces conclusions ne semblent pas pleinement applicables au contexte de l'Afrique subsaharienne (Mason, 1992).

Le principe de diffusion appliqué à la fécondité a gagné en importance à la suite de la publication du *Princeton European Fertility Project*, qui a mis en évidence le rôle central joué par les mécanismes de diffusion dans le déclin de la fécondité en Europe à la fin du XIX^{e} siècle et au début du XX^{e} siècle (Tolnay, 1995). Alors que la théorie classique de Notestein (1953) attribue la baisse de la fécondité à des facteurs tels que l'industrialisation, l'urbanisation, l'élévation du niveau d'éducation et l'augmentation du coût des enfants, Bongaarts et Watkins (1996) soulignent que ces variables n'expliquent qu'une partie du phénomène. En effet, des variations importantes de la fécondité sont observées entre des contextes présentant un niveau de développement similaire, mais également parce que les transitions démographiques commencent à des stades différents de développement.

Pour compléter cette explication, ces auteurs mettent en avant le rôle central des interactions sociales dans les dynamiques de changement de la fécondité. Ils identifient trois mécanismes principaux. Premièrement, la diffusion de l'information, notamment en matière de contraception et de coûts associés aux enfants, facilite l'adoption de nouveaux comportements reproductifs. Le second est l'évaluation collective, c'est-à-dire que les individus discutent et interprètent ensemble les changements : les personnes qui ont dans leur entourage des proches qui pratiquent ou qui croient en la planification familiale sont plus susceptibles de l'adopter eux-mêmes. Troisièmement, les normes sociales influencent fortement les comportements : au début de la transition, la limitation des naissances est mal vue et constitue donc un frein à la baisse de la fécondité ; par la suite, elle devient acceptable et accélère au contraire cette baisse. Enfin, les auteurs soulignent que ces interactions sociales s'organisent à différentes échelles spatiales allant du niveau local (villages, communautés), au niveau national, voire global à travers l'action des ONG et des politiques internationales. Les réseaux sociaux occupent une place centrale dans la diffusion : la famille, les amis, les voisins et les collègues constituent des canaux privilégiés de circulation de l'information et des normes. À travers les discussions quotidiennes, les individus échangent des connaissances, partagent leurs expériences et valident ou remettent en question certains comportements. Les réseaux sociaux contribuent ainsi à rendre les innovations reproductives plus légitimes et plus familières. Ils jouent un rôle essentiel dans la rapidité et l'ampleur de la diffusion de la contraception au sein d'une population (Casterline, 2001).

L'idée fondamentale qui sous-tend ce principe est que l'interaction sociale constitue un mécanisme clé par lequel s'opère l'adoption de nouvelles technologies, idées et comportements (Reed et al., 1999). La diffusion peut s'effectuer au moyen de différents canaux ; cependant, la proximité spatiale représente l'un des principaux. On considère généralement que la proximité géographique facilite la diffusion, car les gens ont tendance à interagir davantage avec ceux qui se trouvent physiquement près d'eux et à être davantage influencés par eux. La proximité spatiale affecte également le flux d'informations entre les organisations et les nations. Cela fait écho à la loi de Tobler, centrale en géographie, qui stipule : *« Toute chose interagit avec toute autre chose, mais les objets proches ont plus de chances d'interagir que les objets éloignés »* (Tobler, 1970). Selon l'approche diffusionniste, deux mécanismes principaux expliquent l'adoption de comportements visant à réduire la taille des familles (Pollak & Watkins, 1993). D'une part, les connaissances relatives aux méthodes de contrôle des naissances peuvent se propager à des groupes sociaux qui n'y avaient auparavant pas accès, leur permettant ainsi de prévenir des grossesses non désirées. D'autre part, un changement dans les représentations et les valeurs peut intervenir : des groupes qui considéraient autrefois la limitation des naissances au sein du mariage comme moralement inacceptable peuvent finir par l'accepter après avoir été exposés à de nouvelles idées remettant en cause les normes établies. En ce sens, on peut considérer cette approche comme appartenant à la branche idéationnelle des théories de la transition de fécondité.

Les défenseurs de cette perspective n'expliquent toutefois pas de manière précise les modalités de cette diffusion. Watkins (1991) avance que les informations et les idées liées à la fécondité circulent particulièrement efficacement à travers les échanges entre femmes au sein des réseaux sociaux. D'autres canaux sont également envisageables. Certains auteurs soulignent notamment que, à la fin du XIX^{e} siècle et au début du XX^{e} siècle, la diffusion massive de publications consacrées au mariage, à la vie familiale et à la sexualité aurait contribué à répandre des connaissances sur le contrôle des naissances ainsi qu'à rendre plus acceptable l'idée de limiter le nombre d'enfants dans les familles (Seidman, 1991).

L'aspect économique a également été développé dans le cadre des approches spatiales. Waldorf et Franklin (2002) soulignent la nécessité d'intégrer la dimension spatiale dans l'analyse de la fécondité fondée sur l'hypothèse de Easterlin (1966). Selon ces auteurs, lorsque l'étude porte sur plusieurs régimes de fécondité ou sur des marchés du travail interdépendants, la composante spatiale doit être prise en compte pour éviter une mauvaise spécification du modèle ou des estimateurs biaisés des paramètres. Ils mettent en évidence que les comportements de fécondité ne dépendent pas uniquement des caractéristiques locales, mais également de la

diffusion des normes et des valeurs, qui peut s'opérer à la fois de manière verticale (entre générations) et horizontale (entre zones géographiques). Dès lors, le modèle d'Easterlin doit être étendu afin de tenir compte des interactions spatiales : la fécondité dépend non seulement des facteurs locaux, mais aussi de la diffusion des normes et des valeurs à travers l'espace.

2.1.3 Les approches hybrides de la fécondité

Cette section présente deux théories qui cherchent à concilier à la fois les aspects économiques et idéationnels.

Premièrement, Lesthaeghe et Vanderhoeft (2001) proposent un approfondissement du modèle de Coale (1973) afin d'expliquer la transition de la fécondité. Selon Lesthaeghe et Vanderhoeft (2001), l'adoption d'un nouveau comportement démographique, tel que le contrôle volontaire des naissances, dépend de la réunion de trois conditions : être prêt (*readiness*), disposé (*willingness*) et capable (*ability*). La transition de la fécondité ne peut ainsi s'établir durablement que lorsque ces trois dimensions sont réunies.

La première condition, *readiness*, renvoie à l'idée que la réduction de la fécondité doit apparaître avantageuse pour les individus en termes de coûts et de bénéfices. Cette dimension rejoint les théories économiques qui mettent l'accent sur la demande d'enfants. La deuxième condition, *willingness*, concerne la légitimité sociale et normative du nouveau comportement : les individus doivent accepter le principe du contrôle des naissances et être prêts à remettre en question certaines normes ou croyances traditionnelles. Enfin, la condition *ability* fait référence à la disponibilité des moyens nécessaires à la mise en œuvre de ce comportement, notamment l'accès aux méthodes contraceptives.

Les auteurs introduisent également le principe du « maillon faible » (*weakest link*), selon lequel la transition est limitée par la condition la moins développée. Ainsi, même si les couples considèrent qu'avoir moins d'enfants est avantageux (*ready*) et qu'ils acceptent cette pratique sur le plan normatif (*willing*), la transition ne peut avoir lieu en l'absence de moyens permettant de limiter effectivement les naissances (*able*). Les trois préconditions sont donc complémentaires et nécessaires à l'émergence d'un changement durable des comportements de fécondité.

Selon Cleland et Wilson (1987), la théorie des flux de richesses (ou transmission intergénérationnelle de la richesse) élaborée par Caldwell (1976) constitue, au fond, une théorie idéationnelle du changement. Elle repose sur la diffusion d'une

nouvelle morale familiale dont l'une des conséquences est de transformer les enfants, d'actifs économiques, en charges économiques, intégrant également des considérations économiques.

Cette théorie présente le comportement de fécondité comme une conséquence d'un choix rationnel des parents. Selon Caldwell (1976), la richesse parentale augmenterait avec le nombre d'enfants dans les contextes de forte fécondité. Cela s'expliquerait par le fait que les enfants travaillent généralement à de jeunes âges dans ces contextes et prennent soin de personnes âgées ou malades. Il soutient que le travail des enfants et le soutien apporté aux parents pendant leur vieillesse font que, sur l'ensemble de leur vie commune, les contributions des enfants à leurs parents sont supérieures à celles des parents à leurs enfants. Dans ce cas, les flux nets de richesse sont ascendants et positifs (Klu, 2023). Plus tard, ce même auteur a mis en lumière l'importance de l'éducation universelle comme déterminant de la fécondité au début de la transition démographique (Caldwell, 1980). En effet, cette dernière transforme la structure familiale et la perception de l'enfance. En augmentant le coût des enfants et en diffusant les valeurs de la famille nucléaire à travers l'éducation et les médias de masse, elle conduit les parents à privilégier davantage leur conjoint et leurs enfants plutôt que la famille élargie. Selon l'auteur, c'est surtout l'éducation de masse, en particulier celle des femmes, qui modifie durablement les normes familiales et favorise la baisse de la fécondité. La modernisation des sociétés engendre des modifications de la structure familiale. Dans ce contexte, cette dernière est organisée autour d'un flux descendant de richesse, dans lequel les parents sont censés assurer le bien-être économique, physique et psychosocial de leurs enfants. Avec la transition de fécondité, les flux de richesses ne sont plus ascendants mais descendants (Klu, 2023).

2.2 Revue empirique des déterminants de la fécondité en Afrique de l'Ouest

Selon le cadre des déterminants proximaux de la fécondité développé par Bongaarts (1978), les facteurs socio-économiques, culturels et environnementaux n'influencent pas directement la fécondité. Il les qualifie de déterminants indirects qui exercent leurs effets à travers les déterminants intermédiaires qui représentent un ensemble de mécanismes biologiques et de comportements ayant un impact direct sur le nombre de naissances, parmi lesquels l'entrée en union, l'utilisation de la contraception, l'avortement et l'infécondabilité post-partum. Ainsi, les différences

de fécondité entre populations peuvent être ramenées à ces déterminants proximaux, tandis que les variables telles que l'éducation, la richesse ou la religiosité agissent indirectement en modifiant ces mécanismes.

2.2.1 Les déterminants intermédiaires

Utilisation de la contraception

L'utilisation de la contraception est un déterminant efficace de la baisse de la fécondité en Afrique subsaharienne, mais son impact global est atténué par des conditions structurelles (Bongaarts, 2017b). L'Afrique de l'Ouest se distingue comme la sous-région présentant les plus faibles niveaux d'utilisation contraceptive (Odimegwu et al., 2018). En 2014, seulement 16 % des femmes y utilisaient une méthode contraceptive (Singh et al., 2017), avec une progression très lente par rapport aux autres régions du continent, ce qui contribue à une transition de fécondité plus tardive (Odimegwu et al., 2018 ; Singh et al., 2017). En Afrique de l'Ouest, la non-utilisation de la contraception s'explique surtout par des facteurs socioculturels (opposition, normes) et des contraintes structurelles (accès et information), plus que par une absence de besoin. En effet, environ 30 % des femmes s'opposent à la contraception, et dans certains pays, près de 15 % évoquent un manque d'accès (Sedgh & Hussain, 2014). Cette situation se traduit par un niveau élevé de besoin non satisfait en contraception. Cela limite fortement l'impact potentiel de la contraception sur la réduction de la fécondité.

Selon Kantorová et Bongaarts (2024), le niveau d'éducation des femmes constitue le principal déterminant de la progression de l'utilisation de la contraception. En effet, le recours à la contraception est nettement plus fréquent parmi les femmes ayant atteint un niveau d'enseignement secondaire ou supérieur. Toutefois, l'éducation ne suffit pas à elle seule à expliquer les écarts observés. L'efficacité des programmes de planification familiale joue également un rôle déterminant. À titre d'exemple, des pays comme le Rwanda et le Malawi affichent des niveaux d'utilisation de la contraception nettement plus élevés que ne le laisserait présager le niveau d'instruction de leur population féminine.

Statut matrimonial et type d'union

Le régime de nuptialité en Afrique se caractérise par une entrée précoce en union pour les femmes, une entrée plus tardive pour les hommes et un faible niveau de célibat définitif. Les remariages après veuvage ou divorce sont également fréquents et rapides chez les femmes en âge de procréer (Hertrich, 2007). La nature des unions, notamment la polygynie, constitue un élément important pour comprendre les comportements reproductifs. Bien qu'elle ait longtemps été répandue en Afrique de l'Ouest, la polygynie connaît un recul depuis les années 1980 dans la plupart des pays de la région, avec des baisses particulièrement marquées au Bénin, au Ghana et au Libéria (Whitehouse, 2018).

L'effet de la polygamie sur la fécondité est complexe. Si les travaux classiques montrent généralement une fécondité individuelle plus faible chez les femmes en union polygame, en raison d'un mariage plus tardif, d'une moindre fréquence des rapports sexuels et d'effets de composition (Garenne & van de Walle, 1989 ; Lardoux & van de Walle, 2003 ; Lesthaeghe, 1989), des recherches récentes soulignent l'importance des comportements stratégiques entre coépouses (Rossi, 2019). Les femmes peuvent ajuster leur fécondité pour préserver leur statut, leur accès aux ressources du mari et leur sécurité économique, notamment lorsque la coépouse présente un fort potentiel reproductif. La polygamie ne constitue donc pas seulement une structure matrimoniale influençant la fécondité, mais aussi un contexte de compétition reproductive susceptible de maintenir une fécondité élevée.

Selon Shapiro et Gebreselassie (2014), le mariage constitue un déterminant important de la fécondité, bien que son influence varie selon les pays et les contextes géographiques. À l'échelle nationale, le recul de l'entrée en union n'a contribué de manière substantielle à la baisse de la fécondité que dans quelques pays, notamment le Ghana, la Namibie et le Kenya, où la diminution de la proportion de femmes mariées pourrait expliquer entre 30 % et 40 % de la réduction observée de la fécondité. Dans la majorité des autres pays, son effet demeure relativement limité. En revanche, dans les zones urbaines et les capitales, où le report du mariage est plus fréquent, la baisse de la nuptialité apparaît comme un facteur important de la transition de la fécondité. Les auteurs soulignent toutefois que l'augmentation de l'utilisation de la contraception reste le principal moteur du déclin de la fécondité dans la plupart des pays étudiés, le recul du mariage jouant davantage un rôle complémentaire dans cette dynamique.

Insusceptibilité post-partum et avortement

L'insusceptibilité post-partum constitue également un déterminant proche de la fécondité. Selon Tabutin et Schoumaker (2020), elle correspond à la période d'infécondabilité qui suit l'accouchement, durant laquelle une nouvelle conception est impossible, soit en raison de l'absence de rapports sexuels (abstinence post-partum), soit en raison de l'absence d'ovulation. Les auteurs précisent que la durée de cette insusceptibilité est mesurée, au niveau individuel, par la durée de l'aménorrhée post-partum. Ces auteurs mettent également en évidence une diminution progressive de la durée de cette période. Cette évolution s'explique principalement par le raccourcissement de l'abstinence sexuelle post-partum et, dans une moindre mesure, par la réduction de la durée de l'allaitement et de l'aménorrhée post-partum. Or, l'allaitement joue un rôle protecteur contre une nouvelle grossesse après l'accouchement. En prolongeant la période d'aménorrhée et en retardant le retour de l'ovulation, il allonge l'intervalle entre deux grossesses. À l'inverse, un allaitement plus court réduit cette période d'infécondabilité, favorise un retour plus rapide de la fécondité et peut ainsi contribuer à une augmentation du nombre de naissances au cours de la vie reproductive (Todd & Lerch, 2021). L'avortement constitue le dernier déterminant proche de la fécondité identifié par Bongaarts (1978). Toutefois, les données relatives à cette pratique sont souvent limitées, ce qui nous a conduits à ne pas l'intégrer dans cette étude. De plus, nous avons fait le choix de nous focaliser sur l'utilisation de la contraception et sur le statut matrimonial comme variables intermédiaires afin de limiter le nombre de modèles statistiques. Bien que l'avortement et l'insusceptibilité post-partum ne soient pas retenus dans les analyses, ils demeurent des facteurs importants dans la compréhension des niveaux et des variations de la fécondité.

2.2.2 Les déterminants indirects

Parmi les déterminants de la fécondité fréquemment identifiés dans la littérature, mais qui ne sont pas intégrés à notre analyse, figure notamment l'âge de la femme. Plusieurs études montrent qu'il exerce un effet négatif sur les intentions de fécondité, tant au Ghana (Ahinkorah et al., 2021) qu'à l'échelle de l'Afrique subsaharienne (Ahinkorah et al., 2020). Cette variable n'est toutefois pas retenue, car l'analyse est agrégée au niveau des régions.

De même, l'ethnie constitue une dimension importante de l'analyse de la fécondité en Afrique de l'Ouest, dans la mesure où elle est susceptible d'influencer les comportements reproductifs à travers le partage de normes, de valeurs et

de préférences en matière de taille de la famille. À partir de données issues des Enquêtes Démographiques et de Santé en Afrique subsaharienne, Wildeman et al. (2023) mettent en évidence d'importantes différences de préférences de fécondité entre groupes ethniques, qui s'expliquent à la fois par les caractéristiques socio-économiques des individus et par certaines caractéristiques propres aux groupes. Des résultats similaires ont également été observés au Nigéria et au Ghana (Adebowale, 2019 ; Akonor & Biney, 2021). Toutefois, en raison du caractère agrégé de notre analyse, cette variable n'est pas prise en compte dans les modèles estimés.

Enfin, plusieurs travaux soulignent l'existence d'une relation négative entre le PIB par habitant et la fécondité sur le continent africain : les niveaux de fécondité les plus élevés étant généralement observés dans les contextes caractérisés par de faibles revenus (Ekong & Olayiwola, 2020 ; Gautam & Shah, 2025 ; Götmark & Andersson, 2020). Toutefois, le lien entre fécondité et développement économique n'est pas unilatéral. Au contraire, il présente un caractère bidirectionnel : si l'augmentation du revenu contribue à la réduction de la fécondité, une baisse de celle-ci peut également favoriser la croissance économique, notamment en améliorant le PIB par habitant (Karra et al., 2017). En outre, les niveaux élevés de fécondité observés en Afrique subsaharienne ne s'expliquent pas uniquement par le faible niveau moyen de PIB par habitant, mais également par les inégalités internes de richesse. Comme le souligne Zipfel (2021), le maintien de fortes disparités socio-économiques au sein des pays constitue un facteur déterminant de la présence de niveaux de fécondité élevés.

Niveau d'éducation

Le niveau d'éducation figure parmi les variables de contrôle les plus mobilisées dans la littérature. Les études mobilisées dans cette revue démontrent un effet négatif de l'éducation sur la fécondité. Un niveau d'instruction plus élevé, qu'il concerne la femme ou son partenaire, est associé à une diminution des intentions de fécondité en Afrique subsaharienne (Ahinkorah et al., 2020), ainsi qu'au Ghana (Ahinkorah et al., 2021) et au Nigéria (Adebola et al., 2023). De plus, le niveau d'éducation des femmes affecte également la fécondité observée en termes de nombre d'enfants nés au Nigéria (Akpa & Ikpotokin, 2012 ; Alaba et al., 2017), mais aussi l'indice synthétique de fécondité à l'échelle de l'Afrique subsaharienne (Götmark & Andersson, 2020). L'Afrique subsaharienne est marquée par une évolution plus lente de la proportion de femmes ayant atteint un niveau d'étude secondaire ou supérieur par rapport aux autres pays en développement. Toutefois, les femmes ayant au moins un niveau d'éducation secondaire ont systématiquement moins d'enfants que les femmes peu ou pas instruites dans la quasi-totalité des pays

d'Afrique subsaharienne. Cependant, l'éducation féminine n'expliquerait que 32 % de la baisse de fécondité observée dans les pays en développement, tandis que près de 68 % de cette diminution proviendrait de modifications des comportements reproductifs au sein des groupes éducatifs (Schoumaker & Sánchez-Páez, 2026). Cela souligne dès lors l'importance de prendre également en considération les déterminants directs de la fécondité.

Religiosité

La religiosité, comme appartenance à une certaine religion, apparaît comme un autre déterminant important de la fécondité en Afrique de l'Ouest. Une étude réalisée au Nigéria montre que le christianisme est associé à des unions davantage monogames et à des intentions de fécondité plus faibles, tandis que les femmes musulmanes présentent une fécondité plus élevée, une perception plus négative de la contraception ainsi qu'un âge au mariage plus précoce (Alaba et al., 2017). Des résultats similaires ont été observés au Ghana, où les femmes musulmanes expriment un désir d'enfant plus élevé que les femmes chrétiennes (Ahinkorah et al., 2021). Plus largement, cette tendance se retrouve au sein de toute l'Afrique subsaharienne (Turner & Götmark, 2023). En Afrique de l'Ouest, les analyses montrent que l'indice synthétique de fécondité varie peu entre catholiques et autres chrétiens, alors qu'il est généralement plus élevé chez les musulmans (Westoff & Bietsch, 2015). Ces résultats suggèrent que la religion constitue un facteur explicatif pertinent de la fécondité, justifiant son intégration comme variable de contrôle dans les analyses empiriques. Toutefois, ces différences doivent être interprétées avec prudence, car elles sont également influencées par des facteurs socio-économiques tels que le niveau d'éducation, les normes matrimoniales et l'accès à la contraception (Turner & Götmark, 2023).

Richesse

La richesse du ménage ainsi que les conditions matérielles de logement constituent également des déterminants importants de la fécondité. Les femmes pauvres présentent un nombre moyen d'enfants supérieur de 4 % à celui des femmes riches. De même, le fait de vivre dans un ménage pauvre est associé à une fécondité environ 6 % plus élevée (Akpa & Ikpotokin, 2012). Ces résultats mettent en évidence une relation négative entre le niveau de richesse et la fécondité.

Plus largement, l'étude de Finlay et al. (2018) met en évidence des inégalités persistantes et souvent croissantes de fécondité entre les groupes socio-économiques en Afrique subsaharienne. Dans l'ensemble des 21 pays étudiés, les femmes les plus pauvres présentent systématiquement des taux de fécondité plus élevés que

les plus riches. Bien que la fécondité ait diminué au fil du temps dans certains contextes, cette baisse est nettement plus rapide parmi les groupes les plus aisés, ce qui conduit, dans la majorité des pays, à un creusement des inégalités.

Ces dynamiques s'expliquent par des différences de déterminants de la fécondité : les femmes les plus riches recourent davantage à la contraception moderne et retardent plus souvent l'entrée en union ou l'activité sexuelle. À l'inverse, les femmes les plus pauvres continuent de dépendre davantage de mécanismes traditionnels de contraception tels que l'infécondité post-partum (abstinence et aménorrhée). Cependant, ces méthodes ne suffisent pas à compenser leur plus faible accès à la contraception moderne et leur entrée plus précoce en union. Ces résultats soulignent que la transition de la fécondité en Afrique subsaharienne est fortement marquée par des inégalités sociales.

Dans la même perspective, une étude couvrant plusieurs pays d'Afrique de l'Ouest, de l'Est et du Sud montre que les femmes appartenant aux groupes socio-économiques les plus favorisés présentent des niveaux de fécondité plus faibles, avec en moyenne entre 2,9 et 3,7 enfants selon le niveau de richesse (Corker et al., 2022). Toutefois, l'auteur explique que la richesse est un indicateur moins robuste et moins généralisable que l'éducation, car la relation entre richesse et fécondité dépend fortement du contexte national, notamment du niveau de développement et de diffusion de l'éducation.

Outre les déterminants individuels de la fécondité, des facteurs macroéconomiques et contextuels interviennent également dans l'explication des niveaux de fécondité.

Système de santé et politiques publiques

Le système de santé au sein des pays de l'Afrique de l'Ouest constitue un point important dans la compréhension de la fécondité. Dans cette région, les dépenses publiques consacrées à la santé restent relativement faibles : en moyenne, seulement 5,4 % des dépenses publiques sont consacrées à la santé, ce qui est largement en dessous de l'objectif fixé à 15 % (Adebisi et al., 2021). Par ailleurs, les dépenses de santé par habitant sont souvent inférieures au minimum recommandé par l'OMS. Ces insuffisances s'expliquent par plusieurs facteurs, notamment la faiblesse des ressources économiques, la corruption et l'inefficacité dans l'allocation des ressources, ainsi qu'une mise en œuvre limitée des politiques publiques (Micah et al., 2019).

Face à ces difficultés, l'Afrique de l'Ouest a mis en place l'Organisation Ouest Africaine de la Santé (OOAS/WAHO), créée en 1987, qui vise à améliorer le niveau de santé des populations et à renforcer les systèmes de santé dans la sous-région (West

African Health Organisation (WAHO), 2026b). Parmi ses actions, un programme cible spécifiquement l'amélioration de la santé des mères, des nouveau-nés, des enfants, des adolescents et des personnes âgées, en réponse aux taux élevés de mortalité et aux faiblesses structurelles des systèmes de santé (West African Health Organisation (WAHO), 2026a).

Ainsi, malgré l'existence d'initiatives régionales comme celles que la WAHO met en place, les systèmes de santé ouest-africains restent marqués par des contraintes financières et organisationnelles importantes qui limitent leur capacité d'action. Dans le cadre de l'analyse de la fécondité, ces contraintes sont particulièrement déterminantes car elles affectent directement l'accès aux services de santé reproductive, la qualité du suivi des grossesses et la réduction de la mortalité maternelle et infantile. Par conséquent, cela maintient des niveaux élevés de fécondité en raison d'une moindre disponibilité et d'une moindre efficacité des services de planification familiale et de santé maternelle.

Normes sociales et culturelles

Enfin, comme le mettent en évidence plusieurs théories de la fécondité, les normes sociales et culturelles jouent un rôle central dans la détermination des comportements reproductifs. Atorudibo (2021) montre notamment que les normes relatives aux comportements sexuels et au mariage des femmes exercent une influence déterminante sur la fécondité dans les pays en développement. L'auteur distingue plusieurs types de normes, parmi lesquelles le mariage précoce et l'insistance sur la virginité avant le mariage observés dans certains groupes ethniques d'Afrique de l'Ouest. Le mariage précoce a comme effet un allongement de la durée de vie reproductive qui favorise les familles nombreuses, tandis que dans les contextes où la virginité avant le mariage est prônée, l'âge au premier enfant est retardé, ce qui tend à diminuer la fécondité.

Les normes patriarcales constituent également un facteur important. Au Ghana, par exemple, les femmes ayant fortement internalisé ces normes présentent une probabilité plus élevée de souhaiter un enfant à court terme, ainsi qu'un désir de fécondité plus important que les femmes adoptant des attitudes plus libérales (Owoo, 2023). Plus généralement, les normes sociales peuvent influencer la fécondité en valorisant les familles nombreuses : dans certains contextes, un nombre élevé d'enfants est associé au prestige social, à la richesse et au respect, ce qui tend à encourager une fécondité élevée (Church et al., 2023).

Par ailleurs, certaines pratiques culturelles influencent directement l'espacement des naissances. Une étude montre ainsi que plus un groupe ethnique a historiquement pratiqué une abstinence prolongée après l'accouchement, plus cette pratique tend à persister aujourd'hui (Bertocchi et al., 2026). Certains contextes renforcent également cet effet, comme l'absence de substitut au lait maternel. En contribuant à allonger l'intervalle entre les naissances, ces pratiques peuvent ainsi se traduire par une réduction du niveau de fécondité.

Milieu de résidence

De nombreuses études ont mis en lumière des différences en matière de fécondité entre le milieu urbain et le milieu rural ainsi qu'entre les catégories de villes. Corker (2017) s'est intéressé à ces différences dans huit pays d'Afrique de l'Ouest. Les résultats montrent un fort contraste de fécondité entre milieux urbain et rural, avec un indice synthétique de fécondité supérieur en zone rurale. Au sein des espaces urbains, la fécondité suit un gradient lié à la taille des villes : elle est plus faible dans les grandes villes, augmente dans les villes intermédiaires et devient relativement similaire entre les petites villes. Les villes satellites, situées à proximité des grandes agglomérations, présentent la fécondité la plus basse de toutes les catégories urbaines. Les zones périurbaines associées aux grandes et moyennes villes affichent une fécondité intermédiaire, proche de la moyenne urbaine, tandis que celles liées aux petites villes conservent des niveaux plus élevés, bien qu'inférieurs aux zones rurales. Enfin, certaines zones rurales présentent des niveaux de fécondité exceptionnellement élevés. Dans l'ensemble, les résultats indiquent que la baisse de la fécondité est étroitement associée au degré d'urbanisation et à l'accès aux caractéristiques urbaines.

Selon Lerch (2019), la fécondité est devenue plus élevée dans les zones rurales parce que la transition démographique a commencé plus tôt dans les villes. Lorsque la baisse de la fécondité a aussi débuté dans les campagnes, l'écart entre zones urbaines et rurales a diminué, car le déclin rural a été initialement plus rapide. Ce même auteur mentionne trois caractéristiques structurelles qui pourraient être à l'origine de ce schéma : un faible niveau d'urbanisation, un manque d'intégration de l'agriculture dans l'économie nationale et le peu d'efforts déployés par les gouvernements pour améliorer les structures de planification familiale en milieu rural.

Crombach et Smits (2024) ont investigué le rôle de l'isolement social et géographique extrême des zones rurales qui, selon eux, jouerait également un rôle important, en empêchant la diffusion de la baisse de la fécondité des villes vers ces zones. L'étude montre que la forte fécondité en Afrique subsaharienne rurale

s'explique en grande partie par l'isolement social et le manque d'accès à l'information. Les résultats indiquent que plus une femme vit loin d'un centre urbain, plus elle a d'enfants et en souhaite. À l'inverse, l'accès à la télévision est associé à une baisse significative de la fécondité, même lorsque la télévision est seulement disponible dans la communauté. Un résultat clé est que la télévision compense l'isolement : chez les femmes ayant accès à une télévision, l'effet de la distance disparaît presque. Cela montre que ce n'est pas la distance en soi qui importe, mais l'accès à l'information. Enfin, l'étude souligne que les facteurs tels que l'éducation ou la richesse ont moins d'impact dans les zones isolées, et que la diffusion des idées (via médias ou contacts urbains) est essentielle pour réduire la fécondité. En conclusion, l'accès à l'information est le facteur déterminant du déclin de la fécondité, plus encore que les conditions économiques.

Densité de population

Au-delà des différences observées entre espaces urbains et ruraux, la densité de population contribue également à expliquer les variations de la fécondité dans l'espace. Les travaux de de la Croix et Gobbi (2017) mettent en évidence l'existence d'un effet causal négatif de la densité de population sur la fécondité dans les pays en développement. Cet effet persiste après le contrôle de facteurs individuels tels que le revenu, le niveau d'éducation et la santé, même si son intensité s'en trouve réduite. Plusieurs mécanismes expliquent la diminution de la fécondité dans les zones à forte densité de population. Ces derniers rejoignent les conclusions concernant l'effet du milieu de résidence. Tout d'abord, les effets d'agglomération favorisent un meilleur accès à l'éducation, aux services de santé et aux infrastructures, ce qui contribue à réduire le nombre d'enfants par femme, notamment grâce à une diffusion accrue de l'information et à l'usage de la contraception. Ensuite, le coût de la vie plus élevé dans les zones densément peuplées, en particulier le prix du logement et les contraintes d'espace, rend l'éducation des enfants plus coûteuse, incitant les ménages à limiter leur taille. À cet égard, Bongaarts (2017a) souligne que la taille du ménage constitue également un facteur susceptible d'influencer la décision de réduire le nombre d'enfants. Par ailleurs, l'élévation du niveau d'éducation et les opportunités économiques accrues augmentent le coût d'opportunité d'avoir des enfants, en particulier pour les femmes. S'occuper des enfants peut réduire le temps de travail disponible et ainsi engendrer une diminution voire une perte des revenus. Dès lors, avoir un nombre élevé d'enfants représente un coût économique plus important. Les changements de normes sociales jouent également un rôle important, les environnements urbains étant associés à des préférences pour des familles plus petites. Enfin, la baisse de la mortalité infantile dans les zones densément peuplées réduit le besoin d'avoir de nombreux enfants

pour compenser les risques de décès. Ainsi, la densité de population agit à la fois par des canaux indirects liés au développement et par des effets directs liés aux contraintes économiques et sociales, conduisant à une réduction de la fécondité. Plusieurs autres études vont également dans ce sens. Lutz et al. (2006) étaient également arrivés aux mêmes conclusions.

Distance aux centres de santé

L'accès aux structures de soins constitue également un facteur important à prendre en compte, dans la mesure où il conditionne directement leur utilisation. L'accès aux soins de santé peut généralement être appréhendé à travers deux dimensions complémentaires et interdépendantes : l'accès géographique (ou spatial) et l'accès non géographique. La dimension géographique renvoie à la séparation physique entre les populations et les structures de soins, laquelle peut être influencée par la distance ainsi que par divers obstacles naturels ou environnementaux tels que les cours d'eau, les forêts ou les reliefs montagneux. La dimension non géographique englobe, quant à elle, les caractéristiques démographiques, socio-économiques et organisationnelles susceptibles de faciliter ou de limiter le recours aux services de santé, notamment le sexe, l'âge, le niveau d'instruction, le revenu ou encore l'appartenance religieuse (Donabedian, 1973). Yao et al. (2013) ont montré que la distance n'était cependant pas le seul déterminant de l'utilisation de ces centres. Le nombre d'infirmiers constitue le principal facteur influençant la qualité des services de planification familiale dans les cliniques étudiées. De plus, les établissements situés à proximité des principaux centres urbains disposent généralement de meilleures ressources et offrent des services de meilleure qualité que ceux localisés dans les zones plus isolées. Les résultats de l'étude ont montré que les communautés bénéficiant du meilleur accès ne sont pas nécessairement les plus proches des centres urbains, l'accès dépendant à la fois de la distance aux structures de santé et de la qualité des services qu'elles proposent. De manière générale, les populations vivant dans les zones rurales éloignées, notamment dans le nord du Mozambique, disposent d'un accès plus limité aux services de santé sexuelle et reproductive. Enfin, l'analyse statistique révèle également une relation positive entre l'accès géographique potentiel et le recours effectif aux services de planification familiale : plus l'accès est favorable, plus l'utilisation des services est élevée. L'existence d'un réseau routier développé est aussi intimement relié à la fréquentation d'un centre de santé (Grovogui et al., 2025), de même que la proximité à ce réseau et le coût du transport (Yao et al., 2013). Peu d'études se sont intéressées au lien direct entre cette distance aux centres de santé et la fécondité. Le lien entre les deux semble plutôt indirect : cette distance aurait un effet sur le recours à la contraception et donc influencerait indirectement la fécondité. En effet, plus les

femmes disposeraient d'un centre de santé à proximité, plus elles auraient de chances d'utiliser la contraception. Cela reste toutefois conditionné par l'offre de méthodes proposées et par la qualité des infrastructures (Kraft et al., 2022).

L'accès à ce type de centres demeure toutefois conditionné par leur présence sur le territoire. Olakunde et al. (2022) se sont intéressés aux schémas spatiaux de la demande en matière de planification familiale en Afrique subsaharienne ainsi qu'aux facteurs associés à cette demande. Les auteurs ont notamment montré que la demande et la satisfaction en matière de planning familial sont faibles en Afrique de l'Ouest et Centrale.

2.3 Hypothèses

Ce mémoire repose sur deux hypothèses principales concernant l'aspect spatial de la fécondité, ainsi que sur plusieurs hypothèses sous-jacentes portant sur les déterminants socio-économiques et contextuels de la fécondité en Afrique de l'Ouest.

La première hypothèse concerne la répartition spatiale de l'indice synthétique de fécondité (ISF) des régions des pays étudiés. Selon la première loi de Tobler, « *toute chose interagit avec toute autre chose, mais les objets proches ont plus de chances d'interagir que les objets éloignés* » (Tobler, 1970). Appliquée à l'analyse de la fécondité, cette loi suggère que des régions géographiquement proches tendent à présenter des niveaux de fécondité similaires.

Hypothèse 1 : « *Les niveaux de fécondité observés dans une région sont associés à ceux des régions voisines, même après prise en compte des caractéristiques régionales et socio-économiques. Par conséquent, les niveaux de fécondité présentent une autocorrélation spatiale positive.* »

La deuxième hypothèse s'appuie sur les résultats empiriques de nombreuses études concernant l'influence de l'isolement géographique sur la fécondité. De nombreuses études mettent en évidence que la fécondité reste plus élevée dans les zones rurales que dans les espaces urbains, notamment en raison d'un accès plus limité à l'information, à l'éducation et aux services de santé reproductive. Dans cette perspective, Crombach et Smits (2024) soulignent que l'isolement géographique constitue un facteur explicatif important des niveaux élevés de fécondité observés dans certaines régions d'Afrique subsaharienne. Cet isolement peut être appréhendé à travers plusieurs dimensions. D'une part, la densité de population

permet de rendre compte du degré de concentration des populations. À cet égard, de la Croix et Gobbi (2017) mettent en évidence une relation négative entre la densité de population et la fécondité dans les pays en développement. D'autre part, le temps moyen nécessaire pour atteindre le centre urbain le plus proche a déjà été utilisé comme indicateur de l'isolement géographique par Crombach et Smits (2024). Les résultats de cette étude montrent que les femmes résidant dans les zones les plus éloignées des centres urbains tendent à avoir et vouloir davantage d'enfants. Dès lors, dans ce mémoire, le degré d'isolement géographique d'une région sera appréhendé à partir de trois variables : la proportion de femmes habitant une zone rurale, la densité de population de la région et le temps moyen de trajet pour atteindre le centre urbain le plus proche.

Hypothèse 2 : « *Les régions présentant un degré élevé d'isolement géographique tendent à enregistrer des niveaux de fécondité plus élevés.* »

Au-delà des hypothèses spatiales, ce mémoire s'appuie également sur plusieurs hypothèses sous-jacentes à la revue de littérature concernant les déterminants individuels de la fécondité qui seront agrégées au niveau régional lors de l'analyse. Nous nous attendons à observer un effet positif de l'appartenance à la religion musulmane et du mariage sur la fécondité. À l'inverse, plusieurs variables devraient exercer un effet négatif sur la fécondité : le niveau d'éducation de la femme et du partenaire, l'utilisation de contraception ainsi que la richesse du ménage.

3

Données et méthode

3.1 Données

3.1.1 Base de données

Les données proviennent des Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS). Ce programme a été créé en 1984 et explore diverses thématiques en lien avec la santé : fécondité, santé maternelle et infantile, planning familial, VIH/SIDA, genre, malaria et nutrition. Elles sont menées aujourd'hui dans près de 90 pays à travers l'Afrique subsaharienne, l'Afrique du Nord, l'Asie de l'Est et l'Europe ainsi qu'en Asie centrale, du Sud et du Sud-Est, en Océanie et en Amérique latine et aux Caraïbes. Les données mobilisées dans le cadre de cette recherche proviennent de la phase 8 de l'enquête EDS (2018–2025). Comme pour les précédentes phases, le questionnaire présente plusieurs modules : un questionnaire sur le ménage, un pour les femmes, un pour les hommes et un dernier concernant des biomarqueurs (VIH/SIDA, anthropométrie et anémie) (The DHS Program, 2025).

Le tableau 3.1 présente dans les grandes lignes les thématiques abordées dans le module « femme » qui sera utilisé dans le cadre de cette étude (The DHS Program, 2025). Le fichier de données des covariables géospatiales fournies par le programme EDS sera également utilisé.

Tableau 3.1 *Récapitulatif des thématiques abordées dans le module utilisé*

Module	Thématiques
Femme	**Caractéristiques sociodémographiques** : âge, statut matrimonial, niveau d'instruction, emploi, exposition aux médias et lieu de résidence. **Santé reproductive et contraception** : grossesses, naissances, fécondité, intentions de fécondité, connaissance et utilisation des méthodes contraceptives. **Santé maternelle et infantile** : soins prénatals, accouchement, soins postnatals, allaitement, nutrition, vaccination et maladies infantiles. **Autonomisation et santé** : prise de décision, accès aux soins, propriété des biens, violence domestique, VIH/IST, consommation de tabac et assurance maladie. **Conjoint** : âge, niveau d'instruction et profession du mari.
Covariables géospatiales	**Données additionnelles** : population, environnement et climat.

La méthodologie des enquêtes EDS comporte quatre étapes qui peuvent prendre jusqu'à 2 ans et demi (The DHS Program, 2024). La première étape concerne le design et la préparation de l'enquête ; lors de cette étape, sont conçus : le design de l'enquête, la stratégie d'échantillonnage, le questionnaire et le pré-test. La seconde étape concerne la formation et la collecte des données pendant laquelle les ménages sont listés, les enquêteurs sont formés et ensuite la collecte des données est effectuée. La troisième étape concerne l'édition, la tabulation des données ainsi que la rédaction des rapports. Enfin, la dernière étape concerne la diffusion des données et des rapports, l'utilisation et l'analyse des données.

La stratégie d'échantillonnage utilisée dans les enquêtes EDS est un échantillonnage probabiliste à deux degrés, réalisé à partir d'une base de sondage, souvent le dernier recensement national (ICF International, 2012). Lorsque le recensement n'est pas disponible, la base de sondage peut être constituée de la liste de villages ou d'un *master sample*, c'est-à-dire une base d'échantillonnage nationale déjà préparée. Les enquêtes portent sur les femmes âgées de 15 à 49 ans, les hommes âgés de 15 à 59 ans et les enfants de moins de 5 ans. Le premier degré de l'échantillonnage probabiliste est une sélection en grappe avec comme unité primaire de sondage les zones de dénombrement du recensement, qui sont tirées de façon

aléatoire avec une probabilité proportionnelle à leur taille. Le second degré est une sélection aléatoire des ménages sur base d'une liste de l'ensemble des ménages de chaque grappe. Ce type d'échantillonnage permet une représentativité des données, un calcul des erreurs d'échantillonnage ainsi que des estimations non biaisées.

Dans le cadre de ce mémoire, nous utiliserons les données de onze pays d'Afrique de l'Ouest (Bénin 2017–18, Burkina Faso 2021, Côte d'Ivoire 2021, Gambie 2019–20, Ghana 2022, Guinée 2018, Libéria 2019–20, Mali 2023–24, Nigéria 2024, Sénégal 2023, Sierra Leone 2019). Toutefois, nous n'utiliserons pas les données du Niger et du Togo, en raison de leur ancienneté (2012) de plus de 10 ans par rapport aux autres enquêtes plus récentes (2024). Le Cap-Vert et la Guinée-Bissau sont également exclus, faute de données EDS disponibles. Enfin, la Mauritanie n'est pas incluse dans l'étude, car les données relatives à la religion n'y sont pas disponibles, alors que cette variable constitue l'un des déterminants explicatifs retenus dans notre modèle. Concernant les écarts temporels observés entre les autres enquêtes allant de 2017 à 2024, le choix a été fait de les conserver. Cette décision s'appuie sur l'approche adoptée par Bado (2025), qui compare également des données EDS issues de différents pays africains collectées sur une période similaire (2017–2021).

3.1.2 Variables

Notre variable dépendante est l'indice synthétique de fécondité (ISF) agrégé par région pour l'analyse. L'ensemble des traitements a été réalisé avec R (R Core Team, 2025) ; l'ISF régional a été calculé à l'aide du paquet `DHS.rates` développé par Elkasabi (2024). L'ISF est calculé à partir de plusieurs variables disponibles dans les enquêtes EDS, dans le fichier IR : `b3` (la date de naissance de l'enfant), `v011` (la date de naissance du répondant), `v008` (la date de l'interview) et `v005` (une variable de pondération pour les femmes). Les variables exprimant des dates sont codées avec le système siècle-mois [1].

À partir de ces variables est d'abord calculé le taux de fécondité par groupe d'âge de 5 ans (*ASFR - Age-Specific Fertility Rates* en anglais). Le numérateur exprime le nombre de naissances survenues au plus tard 36 mois avant la date de l'enquête chez les femmes d'un groupe d'âge donné tandis que le dénominateur représente le nombre de femmes appartenant à ce groupe d'âge pour la période de 36 mois étudiée. Une période de référence de 36 mois a été retenue conformément

1. *Century-Month Code* (CMC) calculé comme suit : $\text{CMC}(\text{mois}, \text{année}) = 12(\text{année} - 1900) + \text{mois}$

aux recommandations méthodologiques des EDS, car elle permet de réduire la variabilité des estimations tout en conservant une proximité temporelle avec l'enquête. La période de référence de 36 mois est suffisante pour obtenir des estimations fiables de l'ISF, car les résultats sont ensuite agrégés au niveau régional, assurant ainsi une taille d'échantillon suffisante dans chaque région. Ensuite, pour obtenir l'indice synthétique de fécondité, les taux de fécondité par groupe d'âge de 5 ans sont sommés et ensuite multipliés par 5 puisque l'intervalle représenté dans les groupes d'âge est de 5 ans (Croft et al., 2018, 2023).

Plusieurs variables explicatives ont été utilisées et ont été agrégées au niveau régional pour pouvoir être traitées conjointement avec l'ISF régional. Nous avons choisi de mener cette analyse à l'échelle régionale plutôt qu'au niveau des clusters pour plusieurs raisons. Premièrement, les régions regroupent un nombre d'observations plus important que les clusters, ce qui permet d'obtenir des estimations statistiquement plus robustes. Deuxièmement, cette échelle nous semble plus adaptée à l'intégration de la dimension spatiale, notamment parce que les données géographiques disponibles sous forme de *shapefiles* sont rarement accessibles à des niveaux plus fins que les régions administratives. Enfin, l'analyse régionale facilite l'interprétation des résultats, en permettant de les relier plus directement aux contextes socio-économiques et institutionnels propres à chaque pays.

Pour les variables dichotomiques, l'agrégation a consisté à calculer, pour chaque région, la proportion de femmes présentant la caractéristique étudiée. Les pondérations d'enquête ont été appliquées lors de ce calcul afin de garantir la représentativité des estimations régionales. Pour les variables continues, une moyenne régionale a été calculée. Le tableau 3.2 présente les variables agrégées retenues dans les modèles ainsi que les variables individuelles à partir desquelles elles ont été construites.

La variable mesurant la proportion de femmes ayant un niveau d'éducation secondaire ou supérieur a été construite en regroupant les femmes ayant déclaré un niveau d'instruction « secondaire » ou « supérieur », par opposition à celles n'ayant aucun niveau d'instruction ou ayant uniquement atteint le niveau primaire.

La variable mesurant la proportion de femmes ayant un partenaire présentant un niveau d'éducation secondaire ou supérieur n'a pas été retenue dans les modèles. D'une part, elle présentait une très forte corrélation avec le niveau d'éducation des femmes (0,92), susceptible d'engendrer des problèmes de multicolinéarité. D'autre part, cette variable comportait une proportion importante de valeurs manquantes

Tableau 3.2 *Variables explicatives utilisées dans l'analyse*

Variable agrégée	Variable individuelle	Code
Proportion de femmes ayant un niveau d'éducation secondaire ou supérieur	Plus haut niveau d'éducation atteint	v106
Proportion de femmes ayant un partenaire avec un niveau d'éducation secondaire ou supérieur	Plus haut niveau d'éducation atteint par le partenaire	v701
Proportion de femmes musulmanes	Religion	v130
Proportion de femmes chrétiennes	Religion	v130
Proportion de femmes vivant en milieu rural	Milieu de résidence	v025
Proportion de femmes pour qui se rendre dans un centre de santé est un problème	Accès aux soins pour soi-même : distance jusqu'au centre de santé	v467d
Proportion de femmes appartenant aux quintiles de richesse supérieurs	Indice de richesse combiné	v190
Temps moyen de trajet vers le centre urbain le plus proche	Temps de trajet vers le centre urbain le plus proche	Travel_Times_2015 Travel_Times

(34,4 %), ce qui aurait réduit la taille effective de l'échantillon et la robustesse des estimations.

La proportion de femmes musulmanes correspond à la part des répondantes ayant déclaré appartenir à la religion musulmane, à travers les catégories « Islam » ou « Muslim » présentes dans les différentes enquêtes. De manière analogue, la proportion de femmes chrétiennes a été calculée en regroupant l'ensemble des catégories se rapportant aux principales confessions chrétiennes, notamment catholique, protestante, méthodiste, évangélique, anglicane, presbytérienne, pentecôtiste ainsi que d'autres dénominations chrétiennes recensées dans les enquêtes.

La variable relative aux difficultés d'accès aux soins mesure la proportion de femmes déclarant que la distance jusqu'à un établissement de santé constitue un obstacle important à l'obtention de soins médicaux pour elles-mêmes. Elle est fondée sur la question suivante : « Différents facteurs peuvent empêcher les femmes d'obtenir des conseils médicaux ou un traitement pour elles-mêmes. Lorsque vous êtes malade et souhaitez obtenir des soins médicaux, les éléments suivants

constituent-ils un problème important ou non ? La distance jusqu'à l'établissement de santé. » La variable a été construite en retenant les femmes ayant répondu que cette situation représentait un « gros problème ».

La proportion de femmes appartenant aux quintiles de richesse supérieurs correspond à la part des femmes classées dans les deux catégories les plus élevées de l'indice de richesse combiné EDS, à savoir les catégories « riche » et « plus riche ».

Enfin, la variable relative au temps de trajet vers le centre urbain le plus proche correspond au temps moyen, exprimé en minutes, nécessaire pour atteindre un centre urbain à forte densité de population depuis chaque cluster d'enquête EDS. Les centres urbains sont définis selon la classification proposée par Pesaresi et Freire (2016). Les estimations, produites par le Malaria Atlas Project (MAP), reposent sur des données d'infrastructures et de réseaux de transport correspondant à l'année 2015 et intègrent notamment des informations relatives au réseau routier, à l'occupation du sol et au relief afin d'estimer l'accessibilité spatiale des différents territoires (Mayala & Donohue, 2022).

La densité de population a également été retenue comme variable explicative. Cette information n'étant pas disponible dans les EDS, nous avons eu recours aux données de WorldPop, accessibles en libre accès et fondées sur les estimations de population établies par la Division de la population du Département des affaires économiques et sociales du Secrétariat des Nations Unies (révision 2019 des World Population Prospects). Les données ont été téléchargées au format GeoTIFF, avec une résolution spatiale d'environ 1 km. Chaque pixel correspond ainsi à une superficie d'environ 1 km^2 et contient une estimation de la population résidant dans cette cellule. Afin d'obtenir la population de chaque région administrative, nous avons croisé ces données matricielles avec les fichiers de limites administratives (*shapefiles*) des onze pays étudiés. Les superficies des régions ont ensuite été calculées à partir de ces mêmes *shapefiles*. La densité de population a finalement été obtenue en divisant la population estimée de chaque région par sa superficie, ce qui permet de l'exprimer en nombre d'habitants par kilomètre carré. Il convient toutefois de souligner que les données WorldPop les plus récentes disponibles correspondaient à l'année 2020. Ainsi, à l'exception des enquêtes réalisées avant cette date, les estimations de densité de population utilisées se rapportent à l'année 2020 et non à l'année de réalisation de l'EDS. Malgré ce décalage temporel, nous avons privilégié ces données, plus récentes et plus homogènes à l'échelle des onze pays, plutôt que des données issues de recensements plus anciens.

Nous avons également retenu deux variables intermédiaires correspondant à des déterminants proches de la fécondité. Ces variables seront utilisées dans des

modèles complémentaires visant à analyser les mécanismes associés à la fécondité. Le tableau 3.3 présente ces variables.

Tableau 3.3 *Variables intermédiaires utilisées dans l'analyse*

Variable agrégée	Variable individuelle	Code
Proportion de femmes mariées	Statut matrimonial	v501
Proportion de femmes utilisant une méthode de contraception moderne	Utilisation et intention de la contraception	v364

La proportion de femmes mariées correspond à la part des femmes déclarant être mariées au moment de l'enquête, par opposition à celles n'ayant jamais été en union, vivant en union libre, veuves, divorcées ou séparées.

La proportion de femmes utilisant une méthode de contraception moderne correspond à la part des femmes ayant déclaré recourir à une méthode contraceptive moderne. Les autres catégories, à savoir les utilisatrices de méthodes traditionnelles, les femmes n'utilisant aucune méthode contraceptive, celles ne souhaitant pas en utiliser ainsi que celles n'ayant pas de relations sexuelles, ont été regroupées dans la catégorie de référence.

L'échantillon individuel initial, à partir duquel les variables agrégées ont été construites, comprend 185 843 femmes issues des onze pays d'Afrique de l'Ouest retenus dans l'étude.

Les variables ont ensuite été agrégées au niveau régional afin d'être cohérentes avec l'échelle d'analyse de l'ISF. La base de données finale utilisée dans les modèles comprend 110 régions administratives (cf. annexe A, tableau A.1).

3.2 Méthode

3.2.1 Analyses descriptives

Dans un premier temps, une analyse de l'indice synthétique de fécondité (ISF) sera réalisée à l'échelle des pays, ainsi que des régions de chaque pays.

La deuxième étape consiste à évaluer les disparités intra-nationales de la fécondité. Pour chaque pays, une moyenne des ISF régionaux est d'abord calculée. Puis, la dispersion des valeurs régionales autour de cette moyenne est mesurée à l'aide

de l'écart-type, qui permettra de mesurer l'hétérogénéité de la fécondité entre les régions. Cette approche permet de comprendre à quel point les régions d'un même pays diffèrent entre elles en termes de nombre moyen d'enfants par femme.

La troisième étape analysera l'autocorrélation spatiale globale de l'ISF à l'aide du coefficient I de Moran. L'inférence sur le I de Moran repose sur l'hypothèse de normalité et de randomisation. L'hypothèse de normalité suppose que les valeurs observées sont issues d'une distribution normale et sont indépendantes. L'hypothèse de randomisation stipule que la statistique de test obtenue est comparée à celle d'une distribution réordonnée de façon aléatoire. L'hypothèse nulle du test est donc l'absence d'association spatiale ; si elle est rejetée, alors l'indicateur du I de Moran peut être interprété (Bouayad Agha & de Bellefon, 2018).

Comme indiqué dans l'équation 3.1, le calcul du I de Moran nécessite le calcul de la matrice de contiguïté $\mathbf{W} = (w_{ij})$ permettant de mesurer la covariance spatiale pondérée. La matrice de poids spatiaux a été construite à partir d'un critère de contiguïté de type *Queen*. Selon cette approche, deux unités spatiales sont considérées comme voisines lorsqu'elles partagent au moins un point de contact, qu'il s'agisse d'une frontière commune ou d'un sommet (Anselin, 2024). Cette définition du voisinage est plus inclusive que la contiguïté de type *Rook*, qui nécessite le partage d'une frontière. Dans le cadre de cette étude portant sur des régions administratives, l'utilisation de la contiguïté *Queen* est plus pertinente, car elle permet de mieux représenter les interactions spatiales entre les régions adjacentes.

La covariance est ensuite standardisée pour qu'elle ne dépende pas de l'échelle de y.

$$I_{\mathbf{W}} = \frac{n}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \cdot \frac{\sum_i \sum_j w_{ij}\,(y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2}, \qquad i \neq j \tag{3.1}$$

Cet indicateur, variant entre -1 et 1, permet de déterminer si des régions spatialement proches présentent des valeurs similaires : une valeur proche de 1 indique un regroupement spatial, tandis qu'une valeur proche de -1 traduit une dispersion. Une valeur proche de 0 signale l'absence de structure spatiale (Olakunde et al., 2022). L'identification d'une autocorrélation spatiale est essentielle, car elle constitue une violation de l'hypothèse d'indépendance des résidus dans les modèles statistiques (Legendre, 1993).

Enfin, la dernière étape repose sur le calcul de l'indicateur local d'association spatiale (LISA). Selon Getis (2010), les différentes mesures d'autocorrélation spatiale reposent sur deux éléments fondamentaux : une matrice décrivant les relations de proximité entre les localisations et un ensemble de valeurs caractérisant les attributs observés dans ces localisations. Dans ce cadre, Oliveau (2005) a proposé une formulation générale de l'association spatiale sous la forme d'une statistique de produits croisés, notée Γ, qui s'écrit (équation 3.2) :

$$\Gamma = \sum_i \sum_j w_{ij}\, v_{ij}, \tag{3.2}$$

où w_{ij} représente l'intensité de la relation spatiale entre les unités i et j, et v_{ij} est une mesure de leur association statistique (Getis, 2010). La statistique Gamma constitue ainsi un cadre général dans lequel différentes mesures d'autocorrélation spatiale peuvent être définies selon le choix de v_{ij}. En posant

$$v_{ij} = \frac{n}{m} \cdot \frac{(z_i - \bar{z})(z_j - \bar{z})}{\sum_k (z_k - \bar{z})^2}, \qquad m = \sum_i \sum_j w_{ij}, \tag{3.3}$$

la statistique Γ représente le I de Moran (Oliveau, 2005).

De cette statistique Gamma, il est possible d'obtenir une mesure du Gamma local (équation 3.4) :

$$\Gamma_i = \sum_j w_{ij}\, v_{ij}, \quad \text{puisque} \quad \Gamma = \sum_i \Gamma_i = \sum_i \sum_j w_{ij}\, v_{ij}. \tag{3.4}$$

Dans le cas du I de Moran, il faut d'abord standardiser en ligne la matrice de voisinage pour rendre m égal à n dans l'équation 3.3, afin de simplifier l'écriture et pour que chaque unité ait le même poids, quel que soit le nombre de voisins. On obtient l'indice local de Moran d'après Anselin (1995) (équation 3.5) :

$$I_i = n \cdot \frac{(z_i - \bar{z}) \sum_j w_{ij}\, (z_j - \bar{z})}{\sum_k (z_k - \bar{z})^2}. \tag{3.5}$$

Il est ensuite possible d'obtenir un lien de proportionnalité entre les indices locaux et l'indice global :

$$\sum_i I_i = \gamma\, I_{\mathbf{W}} \qquad \text{avec} \qquad \gamma = \sum_i \sum_j w_{ij} = n. \tag{3.6}$$

La relation de proportionnalité 3.6 entre les indices locaux et l'indice global de Moran implique que la moyenne des indices locaux est égale à l'indice global. Cette propriété permet de calculer des indices agrégés pour différents sous-espaces, obtenus à partir de la moyenne des indices locaux, et de les comparer entre eux ainsi qu'à l'indice global.

Cet indicateur permet de détecter l'autocorrélation spatiale à l'échelle locale et d'identifier les régions contribuant le plus à la structure spatiale observée. Il permet notamment de détecter des *hot spots* (valeurs élevées entourées de valeurs élevées) et des *cold spots* (valeurs faibles entourées de valeurs faibles) (Olakunde et al., 2022). Les résultats sont généralement représentés selon quatre types de configurations : *High-High* et *Low-Low*, qui correspondent à des clusters spatiaux associés à une autocorrélation positive et une valeur de l'indice élevée ou faible, ainsi que *High-Low* et *Low-High*, qui traduisent des valeurs atypiques dans leur voisinage et sont associées à une autocorrélation négative.

3.2.2 Modèles de régression OLS multivariée

La première étape consiste à explorer la relation entre les variables explicatives et l'indice synthétique de fécondité à l'aide de régressions linéaires univariées. Cette analyse permet d'évaluer l'association brute entre chaque variable explicative et la variable dépendante, sans tenir compte de l'influence des autres variables. Elle permet ainsi d'identifier les variables potentiellement associées à l'ISF et de comprendre l'intensité et le sens de ces associations.

Ces variables ont ensuite été intégrées dans une série de modèles de régression linéaire multiple estimés au niveau régional. Le premier modèle (équation 3.7) vise à analyser l'association entre les caractéristiques socio-économiques, culturelles et géographiques des régions et l'indice synthétique de fécondité. Ce premier modèle permet ainsi de confronter empiriquement les relations entre les variables explicatives et l'ISF mises en évidence dans la revue de la littérature. L'analyse de l'autocorrélation spatiale des résidus de ce modèle contribuera à tester la première hypothèse de recherche. Par ailleurs, une attention particulière sera portée aux variables liées à l'accessibilité aux soins, au temps de trajet vers un centre urbain

et au milieu de résidence, afin d'évaluer la seconde hypothèse portant sur le lien entre l'isolement géographique des régions et leur niveau de fécondité.

Modèle 1 : Déterminants indirects de la fécondité

$$\begin{aligned} \text{ISF}_i = \beta_0 &+ \beta_1 \,\text{Éducation}_i + \beta_2 \,\text{Religion musulmane}_i \\ &+ \beta_3 \,\text{Religion chrétienne}_i + \beta_4 \,\text{Rural}_i + \beta_5 \,\text{Distance soin}_i \\ &+ \beta_6 \,\text{Richesse}_i + \beta_7 \,\text{Densité}_i + \beta_8 \,\text{Temps trajet}_i + \varepsilon_i \end{aligned} \tag{3.7}$$

où :

- ISF_i représente l'indice synthétique de fécondité de la région i ;
- Éducation_i représente la proportion de femmes ayant atteint au moins l'enseignement secondaire ;
- $\text{Religion musulmane}_i$ représente la proportion de femmes musulmanes ;
- $\text{Religion chrétienne}_i$ représente la proportion de femmes chrétiennes ;
- Rural_i représente la proportion de femmes vivant en milieu rural ;
- Distance soin_i représente la proportion de femmes considérant la distance à un établissement de santé comme un obstacle important ;
- Richesse_i représente la proportion de femmes appartenant aux deux quintiles de richesse supérieurs ;
- Densité_i représente la densité de population de la région ;
- Temps trajet_i représente le temps moyen de trajet vers un centre urbain ;
- β_0 est la constante et $\beta_1, \ldots, \beta_8$ les coefficients de régression ;
- ε_i correspond au terme d'erreur.

Le deuxième modèle (équation 3.8) s'intéresse au rôle du statut matrimonial, considéré comme un déterminant proche de la fécondité.

Modèle 2 : Effet du statut matrimonial sur la fécondité

$$\begin{aligned} \text{ISF}_i = \beta_0 &+ \beta_1 \text{Éducation}_i + \beta_2 \text{Religion musulmane}_i \\ &+ \beta_3 \text{Religion chrétienne}_i + \beta_4 \text{Rural}_i + \beta_5 \text{Distance soin}_i \\ &+ \beta_6 \text{Richesse}_i + \beta_7 \text{Densité}_i + \beta_8 \text{Temps trajet}_i \\ &+ \beta_9 \text{Statut matrimonial}_i + \varepsilon_i \end{aligned} \tag{3.8}$$

où $\text{Statut matrimonial}_i$ représente la proportion de femmes mariées dans la région i.

Le troisième modèle (équation 3.9) examine l'utilisation de la contraception moderne, également considérée comme un déterminant proche de la fécondité.

Modèle 3 : Effet de la contraception moderne sur la fécondité

$$\begin{aligned} \text{ISF}_i = \beta_0 &+ \beta_1 \text{Éducation}_i + \beta_2 \text{Religion musulmane}_i \\ &+ \beta_3 \text{Religion chrétienne}_i + \beta_4 \text{Rural}_i + \beta_5 \text{Distance soin}_i \\ &+ \beta_6 \text{Richesse}_i + \beta_7 \text{Densité}_i + \beta_8 \text{Temps trajet}_i \\ &+ \beta_9 \text{Contraception moderne}_i + \varepsilon_i \end{aligned} \tag{3.9}$$

où $\text{Contraception moderne}_i$ représente la proportion de femmes utilisant une méthode contraceptive moderne dans la région i.

Les modèles 2 et 3 reprennent la spécification du modèle 1 en y ajoutant successivement un déterminant proche de la fécondité. Cette démarche permet d'évaluer dans quelle mesure les associations observées entre les caractéristiques socio-économiques, culturelles et géographiques et la fécondité sont modérées par le statut matrimonial ou l'utilisation de la contraception moderne. La comparaison des modèles 2 et 3 avec le modèle 1 permettra d'évaluer dans quelle mesure le statut matrimonial et l'utilisation de la contraception moderne contribuent à expliquer les variations régionales de l'ISF. Une diminution de la valeur ou de la significativité statistique des coefficients associés à certaines variables explicatives après l'introduction de ces déterminants pourra être interprétée comme un indice d'un mécanisme de médiation. Cela suggérerait que l'influence de certaines caractéristiques socio-économiques, culturelles ou géographiques sur la fécondité s'exerce en partie par l'intermédiaire du mariage ou de l'utilisation de la contraception moderne.

Afin de limiter les problèmes de multicolinéarité, le modèle a été ajusté en examinant les facteurs d'inflation de la variance (VIF)[2]. Les variables dont le VIF dépassait le seuil de 5 ont été exclues du modèle, conformément aux recommandations couramment retenues dans la littérature (Marcoulides & Raykov, 2019).

Une fois les modèles estimés, plusieurs hypothèses fondamentales de la régression linéaire ont été vérifiées. L'hypothèse d'absence de multicolinéarité a déjà été traitée lors de la phase de sélection des variables.

La première hypothèse concerne la linéarité de la relation entre les variables explicatives et la variable dépendante. Celle-ci a été évaluée à l'aide de graphiques illustrant les relations entre chaque variable indépendante et l'indice synthétique de fécondité régional. La deuxième hypothèse est celle de l'homoscédasticité des résidus. Elle a été examinée au moyen d'un graphique représentant les résidus en fonction des valeurs ajustées, ainsi que par le test de Breusch-Pagan, dont l'hypothèse nulle correspond à la présence d'une variance constante des résidus. La troisième hypothèse porte sur la normalité des résidus, laquelle a été évaluée à l'aide d'un graphique QQ-plot. Enfin, l'absence d'observations influentes a été examinée. Toutefois, les observations identifiées comme potentiellement influentes n'ont pas été exclues de l'analyse. En effet, chaque observation correspond à une région et sa suppression aurait réduit la représentativité de l'échantillon, tout en pouvant introduire un biais dans l'interprétation des résultats.

Enfin, une analyse de l'autocorrélation spatiale des résidus sera réalisée pour chacun des modèles estimés afin de vérifier si une structure spatiale subsiste après la prise en compte des variables explicatives. La présence d'une autocorrélation spatiale résiduelle indiquerait que certains facteurs influençant la fécondité ne sont pas capturés par les variables incluses dans les modèles ou que les relations étudiées présentent une dimension spatiale non prise en compte.

2. Le facteur d'inflation de la variance mesure de combien la variance de l'estimateur est augmentée par rapport à celle qui serait obtenue si les variables explicatives étaient non corrélées entre elles et s'écrit (Galvão & Araújo, 2009) : $\mathrm{VIF}(k) = \dfrac{1}{1 - r^2(k)}$. Ici, $r(k)$ est le coefficient de corrélation entre la variable x_k et l'estimation par régression linéaire de x_k obtenue à partir des autres variables explicatives x.

3.2.3 Modèles de régression spatiale

Étant donné que le test d'autocorrélation spatiale de Moran a mis en évidence la présence d'une dépendance spatiale dans les données (voir le chapitre 4), des tests du multiplicateur de Lagrange seront réalisés afin de déterminer si le modèle de régression linéaire classique estimé par les moindres carrés ordinaires (MCO, ou *Ordinary Least Squares, OLS* en anglais) doit être remplacé par un modèle de régression spatiale.

Deux tests seront appliqués. Le premier, le test LM-lag, permet de détecter la présence d'une dépendance spatiale de type retard spatial, c'est-à-dire une situation dans laquelle la valeur de la variable dépendante dans une région est influencée par les valeurs observées dans les régions voisines. Le second, le test LM-error, vise à identifier une dépendance spatiale de type erreur spatiale, qui se caractérise par une corrélation entre les termes d'erreur des régions voisines. Dans ce cas, un changement affectant une région peut se transmettre aux régions environnantes par l'intermédiaire du processus d'erreur (Millo, 2025).

Puisque l'autocorrélation spatiale des résidus s'avère significative (voir le chapitre 4), les régions contribuant le plus à cette structure spatiale résiduelle seront identifiées à l'aide des indicateurs locaux d'association spatiale (LISA) et représentées sous forme de cartes.

La dernière étape de l'analyse consistera à estimer un modèle de régression spatiale. Contrairement aux modèles de régression classiques, les modèles spatiaux prennent en compte la proximité entre les unités spatiales et permettent d'intégrer les interactions potentielles entre régions voisines. Ils utilisent l'information provenant des régions adjacentes, pondérée selon leur proximité spatiale, afin d'expliquer les variations régionales de l'indice synthétique de fécondité (ISF). Les modèles spatiaux reposent sur une matrice de pondération spatiale définissant les relations entre les différentes unités géographiques. Dans cette étude, une matrice fondée sur une contiguïté de type *Queen* est utilisée. Cette même matrice de poids spatiaux a été retenue pour le calcul de l'indice de Moran et de l'indicateur LISA. Cette approche attribue un poids spatial binaire à chaque région adjacente afin de représenter l'existence d'une relation de voisinage. Les poids sont ensuite standardisés par ligne, c'est-à-dire normalisés au sein de chaque région, dans la matrice de pondération. Ainsi, lorsqu'une région est voisine de cinq autres régions, chacune de ces relations reçoit un poids égal à $\frac{1}{5}$ dans la matrice de pondération spatiale (Campisi et al., 2020).

Différentes spécifications permettent de modéliser la dépendance spatiale dans les données transversales (Anselin, 1988). Le choix du modèle repose sur l'identification préalable de la nature de cette dépendance spatiale. Pour cela, les tests du multiplicateur de Lagrange (*Lagrange Multiplier tests*) proposés par Anselin (1988) et leurs versions robustes sont utilisés (Yalcin, 2025). La sélection du modèle suit ensuite la règle de décision proposée par Anselin et Florax (1995). Lorsque le test LM-lag est plus significatif que le test LM-err et que seul le test robuste RLM-lag est significatif, la dépendance spatiale est attribuée à un effet de diffusion de la variable dépendante. Dans ce cas, un modèle autorégressif spatial (*Spatial Autoregressive Model*, SAR) est privilégié. À l'inverse, lorsque le test LM-err est plus significatif que le test LM-lag et que seul le test robuste RLM-err est significatif, la dépendance spatiale est interprétée comme résultant d'une autocorrélation des erreurs. Le modèle à erreur spatiale (*Spatial Error Model*, SEM) est alors retenu. Lorsque les deux formes de dépendance sont susceptibles d'être présentes simultanément, une spécification plus générale, telle que le modèle SARAR (*Spatial Autoregressive with Autoregressive Errors*, également appelé SAC), combinant les deux effets spatiaux, peut être envisagée (De Siano et al., 2020).

Le modèle approprié dans le cadre de notre analyse est le modèle SEM (*Spatial Error Model*). Ce modèle est utilisé lorsque la dépendance spatiale se situe au niveau du terme d'erreur. Cette situation peut apparaître lorsque certains déterminants de la variable dépendante, non inclus dans le modèle, présentent eux-mêmes une structure spatiale, ou lorsque des facteurs non observés sont spatialement corrélés (De Siano et al., 2020). Il s'écrit comme suit (équations 3.10 et 3.11) :

$$\boldsymbol{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}, \tag{3.10}$$

$$\boldsymbol{\varepsilon} = \lambda\,\mathbf{W}\boldsymbol{\varepsilon} + \boldsymbol{u}, \qquad \boldsymbol{u} \sim \mathcal{N}\left(\mathbf{0},\, \sigma^2\mathbf{I}\right). \tag{3.11}$$

où $\boldsymbol{y}$ est le vecteur des observations de la variable dépendante, $\mathbf{X}$ la matrice des variables explicatives, $\boldsymbol{\beta}$ le vecteur des coefficients de régression, λ le paramètre d'autocorrélation spatiale des erreurs, $\mathbf{W}$ la matrice de pondération spatiale et $\boldsymbol{u}$ un terme d'erreur supposé suivre une loi normale de moyenne nulle et de variance $\sigma^2\mathbf{I}$.

Dans ce modèle, la dépendance spatiale n'est donc pas directement modélisée à travers la variable dépendante, mais à travers la structure des erreurs.

La dernière étape de cette analyse sera de réaliser une régression géographiquement pondérée (GWR, *Geographically Weighted Regression*, en anglais) et de comparer les résultats obtenus avec ceux du modèle SEM. Contrairement aux modèles de régression linéaire traditionnels, dans lesquels les coefficients de régression sont constants sur l'ensemble du territoire, la GWR estime les coefficients de régression localement, à partir de points de données géoréférencés (Wheeler, 2021).

Cette méthode de régression a été introduite par Brunsdon et al. (1996). Le modèle GWR étend le modèle de régression linéaire classique en permettant aux coefficients de varier spatialement. Le modèle peut être exprimé de la manière suivante (équation 3.12) :

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_{k=1}^{p-1} \beta_k(u_i, v_i)\, x_{ki} + \varepsilon_i \tag{3.12}$$

où (u_i, v_i) représentent les coordonnées spatiales de l'observation i. Contrairement aux modèles de régression classiques, les coefficients de régression ne sont donc pas supposés constants dans l'espace, mais varient selon la localisation géographique. Ainsi, chaque unité spatiale possède son propre ensemble de coefficients, permettant d'identifier des variations locales dans l'effet des déterminants de la fécondité. Les autres éléments sont les mêmes que dans une régression linéaire classique.

L'estimation des coefficients locaux repose sur une pondération spatiale des observations. Les unités situées à proximité du point d'estimation reçoivent un poids plus important que celles qui en sont éloignées. Cette approche repose sur l'hypothèse d'autocorrélation spatiale selon laquelle les unités géographiquement proches présentent davantage de similitudes que les unités éloignées.

Les poids spatiaux sont calculés à partir d'une fonction noyau (*kernel function*) appliquée aux distances entre les observations. Plusieurs types de noyaux peuvent être utilisés, mais dans cette étude, un noyau *bisquare* a été choisi. En effet, beaucoup d'autres études sur la fécondité ont utilisé une telle fonction noyau (Evans & Gray, 2018 ; Jung et al., 2019 ; Wang & Chi, 2017). La bande passante (*bandwidth*) retenue est celle qui minimise le critère d'information d'Akaike corrigé (AICc). Cette fonction est définie comme suit :

$$w_{ij} = \begin{cases} \left[1 - \left(\dfrac{d_{ij}}{d_{iN}}\right)^2\right]^2, & \text{si } d_{ij} \leq d_{iN}, \\ 0, & \text{sinon.} \end{cases} \tag{3.13}$$

où d_{iN} représente la distance entre la localisation i et son N-ième voisin le plus proche : la condition $d_{ij} \leq d_{iN}$ de l'équation 3.13 revient donc à retenir les N plus proches voisins de i. Le nombre N de voisins spatiaux à inclure dans la fonction noyau est estimé à partir des données.

Cette fonction attribue ainsi un poids non nul aux observations appartenant aux N voisins les plus proches du point d'estimation, avec un poids qui décroît progressivement lorsque la distance augmente. À l'inverse, les observations situées au-delà de la distance seuil définie par le N-ième voisin le plus proche reçoivent un poids égal à zéro.

4

Résultats

4.1 Analyses descriptives

4.1.1 Exploration des variables explicatives

Le tableau 4.1 présente les moyennes nationales des différentes variables explicatives retenues dans l'analyse [1].

En ce qui concerne le niveau d'éducation, le Ghana et le Nigéria se distinguent par les proportions les plus élevées de femmes ayant atteint au moins le niveau d'enseignement secondaire, avec respectivement 62,65 % et 62,19 %. À l'inverse, la Guinée présente la proportion la plus faible, avec seulement 17,51 % de femmes ayant un niveau d'éducation secondaire ou supérieur.

Concernant la richesse, le Nigéria affiche la plus forte proportion moyenne de femmes vivant dans un ménage riche ou très riche (50,54 %). À l'opposé, le Sénégal (27,08 %) et le Libéria (28,13 %) présentent les proportions les plus faibles.

Les religions musulmane et chrétienne constituent les deux principales confessions observées dans les pays étudiés. La religion musulmane est majoritaire au Burkina Faso (63,82 %), en Gambie (97,70 %), en Guinée (88,77 %), au Mali (96,59 %), au Sénégal (96,66 %) ainsi qu'en Sierra Leone (77,54 %). À l'inverse, la religion chrétienne prédomine au Bénin (52,58 %), au Ghana (71,10 %), au Libéria (82,78 %) et au

1. Les données et codes nécessaires à la réplication de ces résultats sont disponibles à l'adresse : https://forge.uclouvain.be/ChloRgniez/memoire-JD-CR-2026/-/tree/a02692f8808ce89e3a39753da90bbc25f40c89d7/

Tableau 4.1 *Moyennes des variables par pays*

Pays	Éducation	Richesse	Religion musulmane	Religion chrétienne	Milieu rural	Accès aux soins	Temps de trajet	Densité de population	Femmes mariées	Contraception moderne
Bénin	25,71	45,24	27,55	52,58	55,96	30,65	55,00	120,14	55,24	11,47
Burkina Faso	23,59	37,18	63,82	29,99	75,40	40,19	53,70	91,00	56,31	27,82
Côte d'Ivoire	28,06	35,51	47,72	45,20	49,21	45,77	66,50	92,98	34,80	17,92
Gambie	40,79	32,35	97,70	2,27	49,01	29,82	48,29	266,98	68,45	12,38
Ghana	62,65	32,14	24,98	71,10	52,74	26,40	70,65	153,02	45,47	22,96
Guinée	17,51	38,59	88,77	10,05	67,28	48,93	68,64	60,01	70,90	10,20
Libéria	34,77	28,13	15,53	82,78	58,25	34,74	242,68	59,89	29,47	31,07
Mali	22,16	47,59	96,59	1,93	65,91	35,38	59,93	19,31	75,46	13,88
Nigéria	62,19	50,54	43,95	55,51	46,89	24,88	18,93	266,04	60,13	14,50
Sénégal	32,72	27,08	96,66	3,31	64,42	40,12	39,94	103,44	68,27	16,09
Sierra Leone	39,60	42,27	77,54	22,42	57,07	45,68	102,37	126,50	59,49	23,79

Moyennes des valeurs régionales. Toutes les colonnes sont des proportions de femmes exprimées en pourcentage, à l'exception du temps de trajet vers le centre urbain le plus proche (en minutes) et de la densité de population (en hab./km^2).

Nigéria (55,51 %). La Côte d'Ivoire se caractérise par une répartition relativement équilibrée entre les deux groupes religieux, avec 47,72 % de femmes musulmanes et 45,20 % de femmes chrétiennes.

Concernant le milieu de résidence, le Burkina Faso se distingue par une forte proportion de femmes vivant dans des régions rurales (75,40 %). Dans les autres pays, cette proportion varie entre 46 % et 67 %.

La proportion de femmes déclarant que la distance constitue un obstacle important à l'accès aux soins est la plus faible au Nigéria (24,88 %). À l'inverse, la Guinée présente la valeur moyenne la plus élevée, avec 48,93 % des femmes concernées. La Côte d'Ivoire (45,77 %) et la Sierra Leone (45,68 %) affichent également des niveaux élevés de difficultés d'accès géographique aux services de santé.

S'agissant du temps moyen nécessaire pour atteindre le centre urbain le plus proche, le Nigéria se distingue par le temps de trajet moyen le plus faible (environ 19 minutes), suivi du Sénégal (environ 40 minutes). Ces résultats suggèrent une meilleure accessibilité aux centres urbains, possiblement en raison d'un réseau urbain plus dense ou d'infrastructures de transport mieux développées. À l'opposé, le Libéria présente un temps moyen particulièrement élevé, atteignant plus de quatre heures de temps de trajet.

La densité de population varie fortement entre les pays étudiés. Le Mali est le pays le moins densément peuplé avec seulement 19,31 hab./km^2. À l'inverse, la Gambie et le Nigéria présentent les densités les plus élevées de respectivement 266,98 hab./km^2 et 266,04 hab./km^2. Les autres pays se situent dans des niveaux intermédiaires, généralement compris entre 60 et 150 hab./km^2.

La proportion moyenne de femmes mariées présente également d'importantes disparités. Les niveaux les plus faibles sont observés au Libéria (29,47 %) et en Côte d'Ivoire (34,80 %). À l'inverse, cette proportion atteint ou dépasse 68 % au Sénégal (68,27 %), en Gambie (68,45 %), en Guinée (70,90 %) et au Mali (75,46 %).

Enfin, l'utilisation de la contraception moderne demeure relativement faible dans plusieurs pays de la région, notamment en Guinée (10,20 %), au Bénin (11,47 %) et en Gambie (12,38 %). À l'inverse, son utilisation est plus répandue au Libéria (31,07 %), au Burkina Faso (27,82 %) et en Sierra Leone (23,79 %).

4.1.2 ISF national et régional

Cette première section présente le nombre moyen d'enfants par femme dans chaque pays ainsi que dans chaque région des onze pays d'Afrique de l'Ouest étudiés dans ce travail.

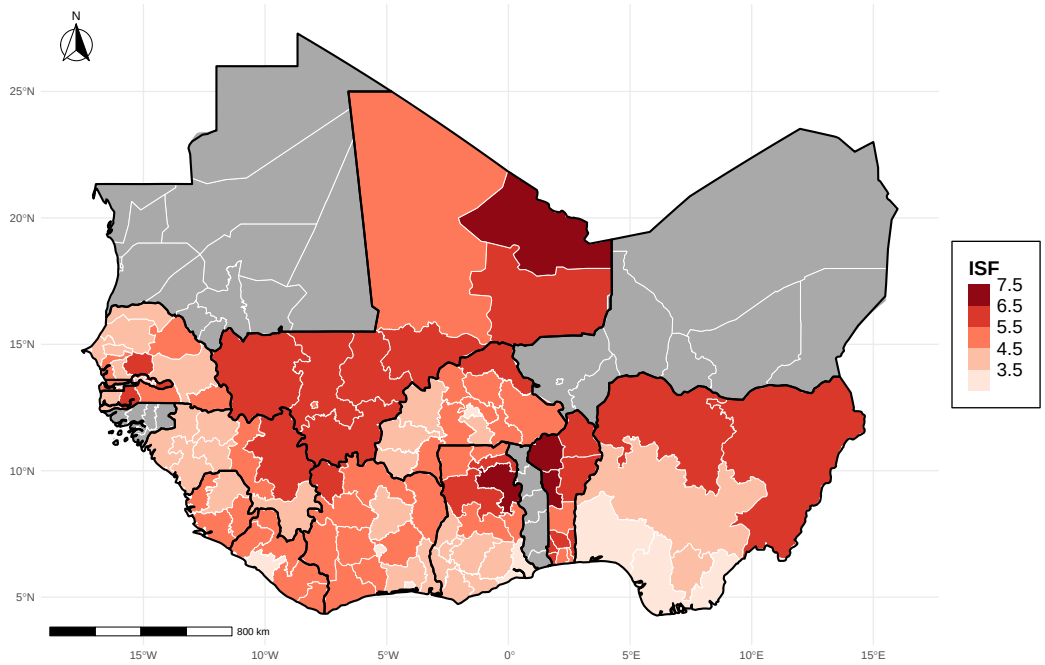
Les indices synthétiques de fécondité nationaux sont présentés dans le tableau 4.2 ci-dessous. Le Mali présente l'ISF le plus élevé, avec en moyenne 6 enfants par femme, suivi du Bénin avec 5,7 enfants par femme. À l'inverse, le Ghana est le pays avec l'ISF le plus faible, avec 3,9 enfants par femme.

Tableau 4.2 *Indice synthétique de fécondité (ISF) dans les pays d'Afrique de l'Ouest sélectionnés*

Pays	Année de l'enquête	ISF
Mali	2023–24 EDS	6,0
Bénin	2017–18 EDS	5,7
Guinée	2018 EDS	4,8
Nigéria	2024 EDS	4,8
Burkina Faso	2021 EDS	4,4
Gambie	2019–20 EDS	4,4
Côte d'Ivoire	2021 EDS	4,3
Libéria	2019–20 EDS	4,2
Sierra Leone	2019 EDS	4,2
Sénégal	2023 EDS	4,0
Ghana	2022 EDS	3,9

La figure 4.1 présente les indices synthétiques de fécondité (ISF) régionaux calculés selon la méthode décrite précédemment (cf. la section 3.1.2). L'ISF moyen s'élève à 4,81 enfants par femme. L'indice le plus faible est observé en Sierra Leone, dans la région de Western, avec une moyenne de 2,9 enfants par femme. À l'inverse, l'ISF le plus élevé est enregistré au Mali, dans la région de Sikasso, avec une moyenne de 7,4 enfants par femme.

Des disparités importantes en matière de fécondité apparaissent également au sein même des pays. De manière générale, les régions côtières présentent des niveaux de fécondité plus faibles que les régions enclavées. Cette tendance est particulièrement marquée au Ghana et en Guinée.



Sources : DHS.
Bénin (2017–18), Burkina Faso (2021), Côte d'Ivoire (2021), Gambie (2019–20), Ghana (2022), Guinée (2018), Liberia (2019–20), Mali (2023–24), Mauritanie (2019–21), Nigeria (2024), Sénégal (2023), Sierra Leone (2019).

Figure 4.1 *Indice synthétique de fécondité dans les régions des pays d'Afrique de l'Ouest*

Le Mali et le Bénin se distinguent par des indices synthétiques de fécondité particulièrement élevés. Au Bénin, les régions d'Atacora et de Donga, situées dans le nord-ouest du pays, enregistrent les ISF les plus élevés, avec respectivement 6,7 et 6,8 enfants par femme en moyenne. Au Mali, la région de Sikasso présente l'ISF le plus élevé (7,4 enfants par femme), suivie par la région de Kayes, avec 6,5 enfants par femme.

Lorsque l'on s'intéresse aux régions présentant les indices synthétiques de fécondité les plus faibles, on constate qu'il s'agit généralement de grandes agglomérations urbaines ou de capitales. C'est notamment le cas de la région du Grand Accra (ou Bono) au Ghana, avec un ISF de 2,9, de Conakry en Guinée (3,0), de Banjul en Gambie (3,1), de Dakar au Sénégal (3,1) ainsi que d'Abidjan en Côte d'Ivoire (3,2).

4.1.3 Disparités intra-nationales de l'ISF

Le tableau 4.3 présente les ISF nationaux moyens calculés sur base des ISF régionaux ainsi que leurs écarts-types permettant d'analyser les disparités intra-nationales. Les valeurs d'ISF moyen présentées dans le tableau sont légèrement différentes des ISF nationaux présentés précédemment, dans la mesure où elles sont obtenues à partir d'une moyenne simple des ISF régionaux et ne tiennent

donc pas compte des pondérations. Toutefois, ces valeurs sont présentées à titre indicatif puisque l'indicateur central de cette analyse est l'écart-type qui renseigne sur le degré d'hétérogénéité de la fécondité entre les régions d'un même pays.

Tableau 4.3 *Moyenne et écart-type de l'indice synthétique de fécondité (ISF) par pays*

Pays	ISF moyen	Écart-type de l'ISF
Nigéria	4,50	1,22
Gambie	4,89	1,21
Ghana	4,32	1,05
Guinée	4,23	0,88
Sierra Leone	4,32	0,87
Côte d'Ivoire	4,62	0,84
Bénin	5,69	0,78
Sénégal	4,42	0,77
Libéria	4,66	0,75
Mali	6,09	0,75
Burkina Faso	4,67	0,63

Le Nigéria (ET $= 1{,}22$) et la Gambie (ET $= 1{,}21$) représentent les pays avec les plus grandes disparités régionales indiquant une plus forte hétérogénéité du nombre moyen d'enfants par femme entre leurs régions. Le Ghana (ET $= 1{,}05$) affiche également des disparités relativement importantes. À l'inverse, le Burkina Faso (ET $= 0{,}63$), le Mali (ET $= 0{,}75$) et le Libéria (ET $= 0{,}75$) se caractérisent par un nombre moyen d'enfants par femme plus homogène entre leurs différentes régions.

4.1.4 Autocorrélation spatiale globale de l'ISF

Le tableau 4.4 présente les résultats obtenus après calcul du I de Moran. Pour estimer la présence ou l'absence d'autocorrélation spatiale, il est nécessaire de comparer la valeur attendue du I de Moran avec sa valeur observée. Dans le cas où la valeur observée serait supérieure à la valeur attendue, l'autocorrélation spatiale serait positive. À l'inverse, si la valeur observée est inférieure à la valeur attendue, l'autocorrélation serait négative, ce qui signifierait que les observations proches ont des valeurs assez peu semblables. Dans le tableau ci-dessous, la valeur observée est supérieure à la valeur attendue, ce qui signifie qu'il y a bien de l'autocorrélation spatiale positive dans les données et que les observations proches ont des valeurs

similaires. Les résultats obtenus sont, par ailleurs, significatifs puisque la p-valeur obtenue est inférieure à $0{,}05$.

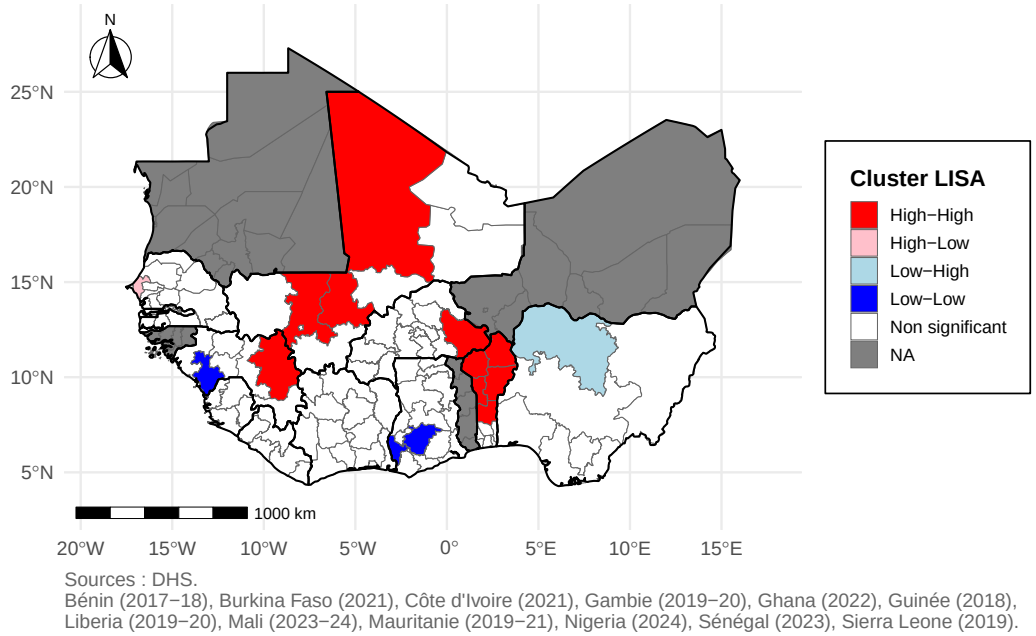
Tableau 4.4 *I de Moran*

Valeur observée	Valeur attendue	Écart-type	Valeur p
0,2434	−0,0092	0,0651	0,0001

4.1.5 Indicateur Local d'Association Spatiale (LISA) de l'ISF

La figure 4.2 présente les clusters spatiaux LISA de l'indice synthétique de fécondité (ISF) en Afrique de l'Ouest étant significatifs au seuil de 5 %. Les indicateurs LISA ont été calculés avec une matrice de poids spatiaux fondée sur la contiguïté. Plus précisément, la structure de voisinage a été définie selon le critère de contiguïté *Queen*, dans lequel deux régions sont considérées comme voisines lorsqu'elles partagent au moins une frontière ou un sommet. La représentation de la structure de voisinage spatiale est donnée à l'annexe B (figure B.1).

Après le calcul des statistiques locales de Moran, chaque région a été classée en fonction de la valeur de son ISF régional et de celle de son voisinage spatial, mesurée par le *spatial lag* qui est la moyenne pondérée des valeurs observées dans les régions voisines. Les régions présentant une fécondité élevée entourée de régions également caractérisées par une forte fécondité sont classées dans les clusters *High-High* (*hot spots*), tandis que les régions de faible fécondité entourées de régions de faible fécondité sont classées dans les clusters *Low-Low* (*cold spots*). Les catégories *High-Low* et *Low-High* correspondent quant à elles aux régions dont le niveau de fécondité contraste avec celui de leur voisinage. Seules les associations spatiales significatives au seuil de 5 % sont représentées comme clusters.



Sources : DHS.
Bénin (2017−18), Burkina Faso (2021), Côte d'Ivoire (2021), Gambie (2019−20), Ghana (2022), Guinée (2018), Liberia (2019−20), Mali (2023−24), Mauritanie (2019−21), Nigeria (2024), Sénégal (2023), Sierra Leone (2019).

Figure 4.2 *Clusters spatiaux LISA de l'indice synthétique de fécondité (ISF) en Afrique de l'Ouest*

Dix régions sont identifiées comme des clusters de type *High-High*, ce qui signifie qu'elles présentent un ISF élevé tout en étant entourées de régions affichant également des niveaux élevés de fécondité. Cette configuration est observée dans cinq régions situées au nord et centre du Bénin ainsi que dans trois régions du Mali et dans une région du Burkina Faso frontalière avec le Bénin et dans une région de la Guinée frontalière avec le Mali.

À l'inverse, trois régions appartiennent à des clusters de type *Low-Low*. Parmi celles-ci, deux se situent dans le sud du Ghana, mais pas dans les régions côtières, tandis que la dernière est localisée en Guinée. Ces clusters correspondent à des régions caractérisées par un faible ISF, entourées de régions présentant également de faibles niveaux de fécondité.

Par ailleurs, une région du Sénégal est associée à un cluster *High-Low*, indiquant qu'elle affiche un ISF élevé alors que les régions voisines présentent des niveaux de fécondité plus faibles. À l'opposé, une région du nord du Nigéria appartient à un cluster *Low-High*, ce qui signifie que son ISF est inférieur à celui des régions qui l'entourent.

Cette analyse de l'autocorrélation spatiale locale met ainsi en évidence l'existence de regroupements géographiques significatifs de l'indice synthétique de fécondité en Afrique de l'Ouest. La part plus importante de clusters *High-High* et *Low-Low*

suggère une majorité d'associations spatiales positives, indiquant que les régions tendent à présenter des niveaux de fécondité similaires à ceux des régions voisines.

4.2 Analyse des modèles

4.2.1 Régression linéaire univariée

Les résultats des régressions linéaires univariées réalisées entre l'indice synthétique de fécondité (ISF) régional et chacune des huit variables explicatives ainsi que les deux variables intermédiaires sont présentés dans le tableau 4.5. Ces analyses permettent d'explorer individuellement l'association entre chaque variable et l'ISF régional, sans tenir compte de l'influence des autres facteurs.

Tableau 4.5 *Résultats des régressions univariées entre l'ISF régional et les variables explicatives*

Variable	Bêta	Erreur std.	Valeur p	R^2	Signif.
Éducation secondaire ou supérieure	−0,032	0,004	<0,001	0,412	***
Richesse	−0,021	0,003	<0,001	0,257	***
Religion musulmane	0,007	0,003	0,009	0,061	**
Religion chrétienne	−0,011	0,003	<0,001	0,114	***
Milieu rural	0,020	0,003	<0,001	0,252	***
Problèmes d'accès aux soins	0,021	0,006	0,001	0,093	**
Temps vers centre urbain	0,003	0,001	0,016	0,053	*
Densité de population	$-1{,}68 \times 10^{-4}$	$5{,}54 \times 10^{-5}$	0,003	0,078	**
Mariée	0,029	0,005	<0,001	0,256	***
Contraception moderne	−0,044	0,012	<0,001	0,115	***

Codes de significativité : *** $p < 0{,}001$; ** $p < 0{,}01$; * $p < 0{,}05$; . $p < 0{,}1$.

Toutes les relations observées sont statistiquement significatives au seuil de 5 %, ce qui indique qu'il existe une association significative entre chacune des variables étudiées et l'ISF régional.

Cinq variables présentent une association négative avec l'ISF régional : le niveau d'éducation secondaire ou supérieur ($\beta = -0{,}032$), le niveau de richesse élevé ($\beta = -0{,}021$), la proportion de chrétiennes ($\beta = -0{,}011$), la densité de population ($\beta = -1{,}68 \times 10^{-4}$) ainsi que l'utilisation de la contraception moderne ($\beta = -0{,}044$). Ces résultats suggèrent qu'une augmentation de la proportion de femmes

possédant ces caractéristiques, ainsi que de la densité de population est associée à une diminution de la fécondité régionale. Ces observations sont cohérentes avec les mécanismes observés dans la revue de littérature. Il convient toutefois de noter que l'effet estimé de la densité de population est très faible en valeur absolue, bien qu'il soit statistiquement significatif.

À l'inverse, cinq variables présentent une association positive avec l'ISF régional : la proportion de femmes musulmanes ($\beta = 0{,}007$), la proportion de femmes résidant en milieu rural ($\beta = 0{,}020$), les difficultés d'accès aux soins de santé ($\beta = 0{,}021$), le temps de trajet vers le centre urbain le plus proche ($\beta = 0{,}003$) et la proportion de femmes mariées ($\beta = 0{,}029$). Une augmentation de ces indicateurs est donc associée à une augmentation du niveau de fécondité observé au niveau régional. Ces résultats concordent également avec les tendances mises en évidence dans la littérature scientifique.

L'examen des coefficients de détermination montre que le niveau d'éducation explique à lui seul 41,2 % de la variance de l'ISF régional, ce qui en fait la variable expliquant le plus de variance parmi celles étudiées. Les variables liées à la richesse, au mariage et au milieu rural présentent également des coefficients de détermination relativement importants d'environ $0{,}25$. À l'inverse, la religion musulmane, le temps de trajet vers un centre urbain et la densité de population n'expliquent individuellement qu'une faible part de la variabilité observée.

Cependant, ces résultats doivent être interprétés avec prudence. Les régressions univariées évaluent uniquement des relations brutes entre deux variables et ne contrôlent pas les effets potentiels des autres facteurs. Il n'est donc pas possible d'en déduire des relations causales. Ces résultats permettent de vérifier si le sens des associations observées correspond à celui attendu sur la base de la littérature.

Enfin, il est important de rappeler que l'ensemble des variables utilisées dans cette étude sont agrégées au niveau régional. Les coefficients estimés décrivent donc l'association entre la proportion de la population présentant une caractéristique donnée et l'ISF régional. Ils ne doivent pas être interprétés comme des effets observés au niveau individuel.

4.2.2 Régression linéaire multivariée

Modèle 1

Le premier modèle comprend l'ensemble des déterminants éloignés de la fécondité comme variables explicatives de notre modèle. Avant l'interprétation des coefficients, la présence de multicolinéarité entre les variables explicatives a été évaluée à l'aide des facteurs d'inflation de la variance (VIF). Les résultats montrent une multicolinéarité importante entre la proportion de femmes musulmanes ($\text{VIF} = 18{,}85$) et la proportion de femmes chrétiennes ($\text{VIF} = 23{,}73$). Cette situation s'explique par la très forte corrélation négative observée entre ces deux variables ($r = -0{,}97$), indiquant qu'elles mesurent en grande partie une même dimension.

Afin de limiter les effets de cette multicolinéarité sur l'estimation des coefficients, la variable représentant la proportion de femmes chrétiennes a été retirée du modèle. Ce choix repose principalement sur les résultats de la revue de littérature, dans laquelle la proportion de femmes musulmanes apparaît comme un déterminant plus fréquemment étudié de la fécondité.

Les autres hypothèses principales de la régression linéaire ont été examinées pour ce modèle. Les graphiques diagnostiques correspondants sont présentés à l'annexe C (figure C.1).

L'analyse du Q-Q plot indique que les résidus suivent approximativement une distribution normale, ce qui suggère que l'hypothèse de normalité est respectée. La question de la multicolinéarité a quant à elle été traitée lors de l'étape précédente par l'analyse des facteurs d'inflation de la variance.

Concernant l'homoscédasticité, l'inspection visuelle du graphique des résidus en fonction des valeurs ajustées ne mettait pas en évidence de violation majeure de cette hypothèse. Cependant, le test de Breusch-Pagan a révélé la présence d'une hétéroscédasticité significative des résidus ($BP = 32{,}47$; $p < 0{,}001$), indiquant que la variance des erreurs n'est pas constante sur l'ensemble des valeurs prédites. Afin de tenir compte de cette violation et d'obtenir des inférences statistiques plus robustes, les résultats du modèle ont été réestimés à l'aide d'erreurs standards robustes à l'hétéroscédasticité. Cette approche repose sur une méthode alternative de calcul des erreurs standards, permettant d'obtenir des tests de significativité plus fiables lorsque l'hypothèse d'homoscédasticité n'est pas respectée (Hayes & Cai, 2007). Les résultats calculés avec ces erreurs standards robustes sont présentés dans le tableau 4.6.

Tableau 4.6 *Résultats de la régression linéaire multiple expliquant l'indice synthétique de fécondité régional*

Variable	Estimation	Erreur std.	Valeur t	Valeur p	Signif.
Constante	7,853	0,865	9,077	<0,001	***
Éducation secondaire ou supérieure	−0,036	0,007	−4,907	<0,001	***
Richesse	−0,018	0,007	−2,650	0,009	**
Religion musulmane	$-2{,}68 \times 10^{-4}$	0,003	−0,096	0,924	
Milieu rural	−0,007	0,009	−0,781	0,436	
Problèmes d'accès aux soins	−0,021	0,007	−2,907	0,004	**
Temps vers centre urbain	$4{,}75 \times 10^{-4}$	0,002	0,249	0,804	
Densité de population	$-1{,}76 \times 10^{-5}$	$8{,}57 \times 10^{-5}$	−0,206	0,837	

Statistique	Valeur
Écart-type résiduel	0,730 (102 ddl)
R^2 multiple	0,518
R^2 ajusté	0,485
Statistique F	15,660 (7, 102 ddl)
Valeur p (test global)	<0,001

Codes de significativité : *** $p < 0{,}001$; ** $p < 0{,}01$; * $p < 0{,}05$; . $p < 0{,}1$.

Le coefficient de détermination multiple R^2 montre que le modèle explique 51,8 % de la variance observée de l'ISF régional. Après prise en compte du nombre de variables incluses dans le modèle, le coefficient de détermination ajusté s'élève à 48,5 %, ce qui témoigne d'un pouvoir explicatif modéré.

Parmi les sept variables incluses dans le modèle, seules trois demeurent statistiquement significatives au seuil de 5 %. Il s'agit de la proportion de femmes ayant atteint un niveau d'éducation secondaire ou supérieur ($\beta = -0{,}036$; $p < 0{,}001$), de la proportion de femmes appartenant aux ménages les plus riches ($\beta = -0{,}018$; $p = 0{,}009$) et de la proportion de femmes déclarant que la distance constitue un obstacle important à l'accès aux soins de santé ($\beta = -0{,}021$; $p = 0{,}004$).

L'effet négatif observé pour le niveau d'éducation et le niveau de richesse est cohérent avec les résultats des analyses univariées ainsi qu'avec les mécanismes décrits dans la littérature. Une augmentation de la proportion de femmes plus instruites ou appartenant aux ménages les plus favorisés est donc associée à une diminution de l'ISF régional. Ces résultats suggèrent que les facteurs liés au développement socio-économique constituent des déterminants importants de la fécondité dans les régions étudiées.

La relation négative observée pour les difficultés d'accès aux soins de santé est étonnante. En analyse univariée, cette variable présentait une association positive avec l'ISF régional ($\beta = 0{,}021$; $p = 0{,}001$), mais son coefficient s'inverse après ajustement pour les autres variables explicatives du modèle ($\beta = -0{,}021$; $p = 0{,}004$). Cette inversion de signe pourrait traduire la présence d'un effet de confusion entre les variables explicatives. Les régions où les difficultés d'accès aux soins sont les plus importantes sont également susceptibles de présenter d'autres caractéristiques associées à une fécondité plus élevée, telles qu'un niveau d'éducation plus faible, une plus forte ruralité ou des conditions socio-économiques moins favorables.

Les autres variables, à savoir la proportion de femmes musulmanes, la proportion de population vivant en milieu rural, le temps de trajet vers un centre urbain et la densité de population, ne présentent plus d'association statistiquement significative avec l'ISF régional après ajustement pour les autres déterminants. Leurs effets semblent être expliqués par les autres variables incluses dans le modèle, en particulier celles liées à l'éducation et au niveau de richesse.

Dans l'ensemble, ces résultats suggèrent que l'éducation et la richesse constituent les déterminants éloignés les plus fortement associés aux variations régionales de la fécondité.

Modèle 2

Le deuxième modèle a été estimé en ajoutant la variable intermédiaire relative au statut matrimonial, mesurée par la proportion de femmes mariées dans chaque région. Cette étape permet d'évaluer dans quelle mesure l'introduction d'un déterminant plus proche de la fécondité modifie les relations observées entre les déterminants éloignés et l'indice synthétique de fécondité.

Comme pour le premier modèle, les principales hypothèses de la régression linéaire ont été examinées. Les graphiques diagnostiques sont présentés à l'annexe C (figure C.2). L'inspection du Q-Q plot n'indique aucune violation de l'hypothèse de normalité, ce qui suggère que les résidus suivent approximativement une distribution normale. De plus, les facteurs d'inflation de la variance (VIF) sont tous inférieurs à 5, indiquant l'absence de problème majeur de multicolinéarité entre les variables explicatives.

Concernant l'homoscédasticité des résidus, les conclusions sont similaires à celles obtenues pour le modèle précédent. En effet, l'examen visuel du graphique des résidus en fonction des valeurs ajustées ne montre pas de schéma clair d'hétéroscédasticité. Toutefois, le test de Breusch-Pagan révèle une violation statistiquement

significative de l'hypothèse d'homoscédasticité ($BP = 25{,}47\,;\, p = 0{,}001$), suggérant que la variance des erreurs n'est pas constante. Afin de tenir compte de cette violation et de garantir la validité des tests de significativité, les coefficients du modèle ont également été évalués à l'aide d'erreurs standards robustes à l'hétéroscédasticité. Les résultats du modèle sont présentés dans le tableau 4.7.

Tableau 4.7 *Résultats de la régression linéaire multiple incluant la proportion de femmes mariées*

Variable	Estimation	Erreur std.	Valeur t	Valeur p	Signif.
Constante	6,882	0,687	10,012	<0,001	***
Mariée	0,034	0,008	4,307	<0,001	***
Éducation secondaire ou supérieure	−0,034	0,005	−6,670	<0,001	***
Richesse	−0,019	0,006	−3,479	<0,001	***
Religion musulmane	−0,013	0,003	−4,403	<0,001	***
Milieu rural	−0,015	0,008	−1,897	0,061	.
Problèmes d'accès aux soins	−0,014	0,008	−1,810	0,073	.
Temps vers centre urbain	0,001	0,001	0,405	0,687	
Densité de population	$-9{,}721 \times 10^{-6}$	$6{,}68 \times 10^{-5}$	−0,145	0,885	

Statistique	Valeur
Écart-type résiduel	0,639 (101 ddl)
R^2 multiple	0,635
R^2 ajusté	0,606
Statistique F	21,920 (8, 101 ddl)
Valeur p (test global)	<0,001

Codes de significativité : $^{***}\, p < 0{,}001\,;\, ^{**}\, p < 0{,}01\,;\, ^{*}\, p < 0{,}05\,;\, .\, p < 0{,}1$.

Le coefficient de détermination multiple indique que ce deuxième modèle explique 63,5 % de la variance observée de l'indice synthétique de fécondité régional. Après ajustement pour le nombre de variables incluses dans le modèle, le coefficient de détermination ajusté demeure élevé ($R^2_{\text{ajusté}} = 0{,}606$). Ces résultats suggèrent que le modèle possède un pouvoir explicatif important.

La variable intermédiaire représentant la proportion de femmes mariées confirme son rôle de déterminant proche de la fécondité. Son coefficient est positif et statistiquement significatif ($\beta = 0{,}034\,;\, p < 0{,}001$), indiquant qu'une augmentation de la proportion de femmes mariées dans une région est associée à une augmentation de l'ISF régional. Ce résultat est cohérent avec les observations rapportées dans

la littérature scientifique, qui identifie le mariage comme un facteur fortement associé aux comportements reproductifs.

L'introduction de cette variable améliore également la qualité globale du modèle. En effet, le coefficient de détermination passe de $0{,}518$ dans le premier modèle à $0{,}635$ dans le second. Ces résultats indiquent que la prise en compte du statut matrimonial permet de mieux rendre compte des disparités régionales de fécondité.

Par ailleurs, l'ajout de la variable de mariage modifie plusieurs associations observées dans le premier modèle. La proportion de femmes musulmanes devient statistiquement significative ($\beta = -0{,}013\,;\, p < 0{,}001$), alors que son effet était pratiquement nul et non significatif dans le modèle précédent ($\beta = -2{,}68 \times 10^{-4}\,;\, p = 0{,}924$). De même, le coefficient associé à la proportion de femmes vivant en milieu rural augmente en valeur absolue et atteint le seuil de significativité à 10 % ($\beta = -0{,}015\,;\, p = 0{,}061$). À l'inverse, la variable mesurant les difficultés d'accès aux soins de santé, qui était significative dans le premier modèle ($p = 0{,}004$), ne reste plus significative qu'au seuil de 10 % après l'introduction du statut matrimonial ($\beta = -0{,}014\,;\, p = 0{,}073$).

La densité de population conserve quant à elle un effet négligeable et statistiquement non significatif ($\beta = -9{,}721 \times 10^{-6}\,;\, p = 0{,}885$), tout comme le temps nécessaire pour rejoindre un centre urbain ($\beta = 0{,}001\,;\, p = 0{,}687$).

En revanche, les variables liées au niveau d'instruction et aux conditions socio-économiques demeurent fortement associées à la fécondité régionale. La proportion de femmes ayant atteint un niveau d'éducation secondaire ou supérieur ($\beta = -0{,}034\,;\, p < 0{,}001$) ainsi que la proportion de femmes appartenant à un ménage riche ($\beta = -0{,}019\,;\, p < 0{,}001$) conservent des effets négatifs et statistiquement significatifs. Ces résultats suggèrent que les facteurs liés au niveau d'éducation et aux conditions socio-économiques demeurent des déterminants robustes de la fécondité, même après prise en compte du statut matrimonial. Ainsi, leur effet ne semble pas s'expliquer principalement par les différences de structure matrimoniale observées entre les régions.

Un changement important entre le premier et le second modèle concerne la variable mesurant la proportion de femmes musulmanes. Dans le modèle n'incluant que les variables explicatives, cette variable présentait un effet non significatif ($\beta = -2{,}68 \times 10^{-4}\,;\, p = 0{,}924$). En revanche, après l'introduction de la variable relative au statut matrimonial, son coefficient devient plus important et statistiquement significatif ($\beta = -0{,}013\,;\, p < 0{,}001$). Cette évolution peut être liée à la forte corrélation entre la proportion de femmes musulmanes et la proportion de femmes

mariées ($r = 0{,}769$). Ce changement pourrait refléter également un effet de suppression lié à l'inclusion du statut matrimonial dans le modèle. En effet, selon MacKinnon et al. (2000), un effet de suppression est observé quand l'ajout d'une autre variable conduit à une augmentation de la magnitude du coefficient reliant une variable explicative à la variable dépendante.

Dans l'ensemble, ces résultats montrent que le statut matrimonial constitue un déterminant important de la fécondité régionale et qu'il modifie les relations observées entre certains déterminants éloignés de la fécondité et l'ISF.

Modèle 3

Le troisième modèle complète le premier en introduisant une variable intermédiaire portant sur l'utilisation de la contraception, mesurée par la proportion de femmes ayant recours à une contraception moderne. Comme pour l'intégration du statut matrimonial dans le modèle précédent, cette démarche vise à analyser l'effet de l'ajout d'un déterminant proche de la fécondité sur les associations observées entre les déterminants éloignés et l'ISF régional. Elle permet d'identifier les éventuelles modifications de l'intensité, du sens ou de la significativité des relations observées dans le premier modèle.

Comme pour les modèles précédents, les hypothèses du modèle de régression ont été vérifiées avant l'interprétation des résultats. Les conclusions sont similaires à celles observées pour les modèles précédents. En particulier, aucune multicolinéarité importante n'a été détectée, l'ensemble des facteurs d'inflation de la variance (VIF) étant inférieur au seuil de 5.

Les graphiques de diagnostic sont présentés à l'annexe C (figure C.3). Le Q-Q plot montre que les résidus suivent approximativement une distribution normale. Par ailleurs, l'inspection du graphique des résidus en fonction des valeurs ajustées ne met pas clairement en évidence d'hétéroscédasticité. Toutefois, le test de Breusch-Pagan révèle la présence d'une hétéroscédasticité statistiquement significative ($BP = 35{,}93$; $p < 0{,}001$). Afin de tenir compte de cette violation de l'hypothèse d'homoscédasticité, le calcul des coefficients a été réalisé à partir d'erreurs standards robustes. Les résultats du modèle sont présentés dans le tableau 4.8.

Tableau 4.8 *Résultats de la régression linéaire multiple incluant l'utilisation de la contraception moderne*

Variable	Estimation	Erreur std.	Valeur t	Valeur p	Signif.
Constante	7,937	0,805	9,866	<0,001	***
Contraception moderne	−0,027	0,013	−2,145	0,034	*
Éducation secondaire ou supérieure	−0,031	0,006	−5,181	<0,001	***
Richesse	−0,016	0,007	−2,340	0,021	*
Religion musulmane	−0,001	0,002	−0,584	0,560	
Milieu rural	−0,003	0,007	−0,445	0,657	
Problèmes d'accès aux soins	−0,021	0,008	−2,771	0,007	**
Temps vers centre urbain	0,001	0,002	0,592	0,555	
Densité de population	0,000	0,000	−0,165	0,869	

Statistique	Valeur
Écart-type résiduel	0,713 (101 ddl)
R^2 multiple	0,545
R^2 ajusté	0,509
Statistique F	15,140 (8, 101 ddl)
Valeur p (test global)	<0,001

Codes de significativité : *** $p < 0{,}001$; ** $p < 0{,}01$; * $p < 0{,}05$; . $p < 0{,}1$.

Le coefficient de détermination du modèle est de $R^2 = 0{,}545$, tandis que le coefficient de détermination ajusté atteint $R^2_{\text{ajusté}} = 0{,}509$. Comparativement au premier modèle, dont le $R^2_{\text{ajusté}}$ était de $0{,}485$, l'ajout de la variable relative à l'utilisation de la contraception moderne n'améliore que légèrement la capacité explicative du modèle de $0{,}024$ point. Cette amélioration suggère que le recours à la contraception moderne contribue à expliquer une faible partie des variations régionales de la fécondité.

Toutefois, le pouvoir explicatif de ce troisième modèle est inférieur à celui du modèle intégrant le statut matrimonial (modèle 2), dont le coefficient de détermination ajusté était de $0{,}606$. Ainsi, bien que l'utilisation de la contraception moderne soit significativement associée à la fécondité régionale, les résultats indiquent que le statut matrimonial explique une part plus importante de la variabilité observée de l'indice synthétique de fécondité régional.

Le coefficient associé à la proportion de femmes ayant recours à la contraception moderne ($\beta = -0{,}027$; $p = 0{,}034$) est négatif et statistiquement significatif au

seuil de 5 %. Ce résultat indique qu'une augmentation de l'utilisation de la contraception moderne au sein d'une région est associée à une diminution de l'indice synthétique de fécondité (ISF). Cette relation est cohérente avec les mécanismes théoriques de régulation de la fécondité où le recours à la contraception contribue à la diminution du nombre moyen d'enfant par femme.

Les autres variables statistiquement significatives restent globalement les mêmes que dans le premier modèle et conservent également le même sens d'association avec la fécondité régionale. Il s'agit du niveau d'éducation secondaire ou supérieur ($\beta = -0{,}031\,;\, p < 0{,}001$), des femmes appartenant à des ménages riches ($\beta = -0{,}016\,;\, p = 0{,}021$) et de la proportion de femmes déclarant que la distance constitue un obstacle important à l'accès aux soins de santé ($\beta = -0{,}021\,;\, p = 0{,}007$). Ces résultats suggèrent que les niveaux d'éducation et de richesse continuent d'exercer un effet sur la fécondité régionale, indépendamment du recours à la contraception moderne.

Contrairement à l'introduction du statut matrimonial dans le modèle 2, l'ajout de la variable relative à la contraception moderne ne révèle aucune association significative entre la proportion de femmes musulmanes et la fécondité régionale ($\beta = -0{,}001\,;\, p = 0{,}560$). De plus, l'introduction de la variable relative à la contraception moderne ne modifie que faiblement les coefficients et les niveaux de significativité des autres variables explicatives.

Dans l'ensemble, ces résultats suggèrent que le recours à la contraception moderne explique une partie des différences régionales de fécondité, mais qu'il ne modifie pas les relations observées entre les déterminants éloignés de la fécondité et l'ISF régional. Ce résultat montre que, dans les régions étudiées, les facteurs socio-économiques et éducatifs conservent une influence relativement indépendante du niveau de recours à la contraception moderne.

4.2.3 Autocorrélation spatiale des modèles

Le tableau 4.9 présente les résultats du I de Moran calculés sur les résidus respectivement pour le premier, le second et le troisième modèles. Pour rappel, le premier modèle étudie l'effet des déterminants lointains sur la fécondité, le second l'effet de l'ajout de la variable intermédiaire « statut matrimonial » et le troisième, l'effet de l'ajout de la variable intermédiaire « utilisation de la contraception ». Les résultats nous montrent une autocorrélation spatiale globale positive dans le cas des trois modèles puisque la valeur observée de cet indice est supérieure à la valeur

attendue. Ces résultats sont significatifs, ce qui nous amène à rejeter l'hypothèse nulle postulant une absence d'autocorrélation spatiale. À noter toutefois que cette autocorrélation globale positive est légèrement plus élevée pour le premier modèle.

Tableau 4.9 *I de Moran des résidus des modèles 1, 2 et 3*

Modèle	Valeur observée	Valeur attendue	Écart-type	Valeur p
Modèle 1	0,3571	−0,0092	0,0648	$7{,}867 \times 10^{-9}$
Modèle 2	0,3070	−0,0092	0,0646	$4{,}887 \times 10^{-7}$
Modèle 3	0,3009	−0,0092	0,0647	$8{,}304 \times 10^{-7}$

Ces résultats nous montrent que les résidus ne sont pas distribués aléatoirement dans l'espace. Autrement dit, les résidus des unités voisines ont tendance à se ressembler. Cela signifie que le modèle OLS en lui-même ne capture pas entièrement la structure spatiale présente dans les données.

4.2.4 Indicateur LISA

Les indicateurs locaux d'association spatiale (LISA) ont également été calculés sur les trois modèles de régression, en gardant le critère *Queen* comme critère pour le calcul de la matrice de contiguïté.

La figure 4.3 présente les clusters LISA des résidus du premier modèle de régression. Pour rappel, ce modèle présente un R^2 ajusté de $0{,}485$ qui témoigne d'un pouvoir explicatif modéré. L'analyse des résidus permet dès lors d'identifier les zones où le modèle peine à rendre compte correctement de la variabilité spatiale du phénomène étudié.

Douze régions appartiennent à des clusters de type *High-High*. Ces régions présentent des résidus positifs élevés et sont entourées de régions ayant également des résidus élevés, malgré la prise en compte des variables explicatives du modèle. Cette configuration indique une sous-estimation de l'ISF régional dans ces territoires. La présence d'un regroupement spatial de résidus positifs suggère que certains facteurs explicatifs, potentiellement communs à ces régions, ne sont pas intégrés au modèle. Parmi ces douze régions, six sont situées au Mali et cinq au Burkina Faso, deux pays partageant une longue frontière. La dernière région concernée se trouve au Nigéria.

À l'inverse, neuf régions sont regroupées au sein de clusters *Low-Low*. Ces régions présentent des résidus négatifs et sont entourées de régions affichant également des résidus négatifs. Dans ce cas, le modèle tend à surestimer les valeurs observées de l'ISF. La répartition géographique de ces clusters est particulièrement concentrée dans deux pays voisins : quatre régions de la Guinée et quatre régions de la Sierra Leone. La neuvième région appartient à la Côte d'Ivoire, à proximité de la frontière guinéenne. Cette concentration spatiale laisse supposer l'existence de caractéristiques régionales communes qui conduisent le modèle à produire des estimations systématiquement supérieures aux valeurs observées.

Enfin, deux régions sont identifiées comme des clusters de type *High-Low*, l'une en Guinée et l'autre au Libéria. Situées à proximité de régions classées *Low-Low*, elles présentent des résidus élevés alors que leurs voisines enregistrent des résidus plus faibles. Cette situation peut traduire l'influence de facteurs locaux spécifiques ou de particularités territoriales non prises en compte par le modèle.

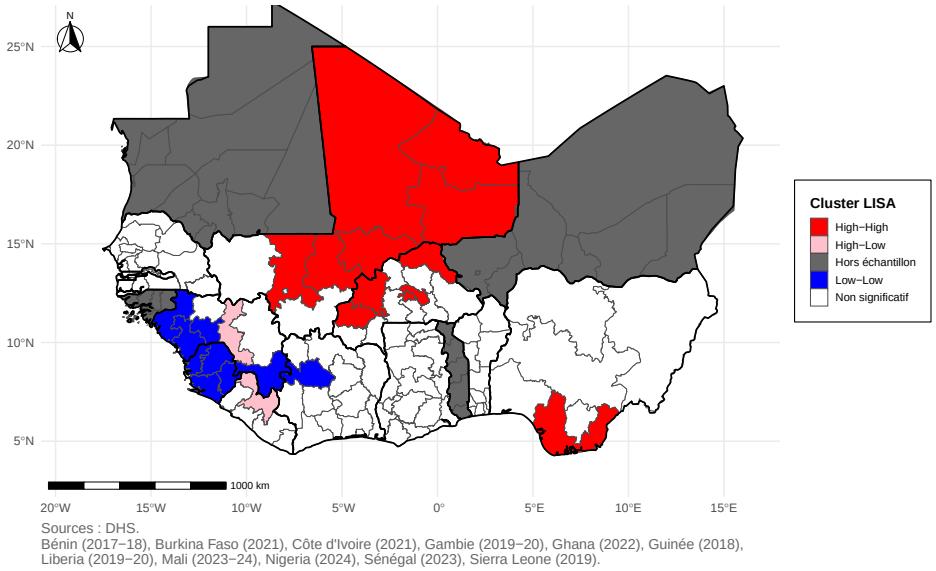


Figure 4.3 *Clusters LISA des résidus du modèle 1*

La figure 4.4 présente les clusters LISA des résidus du deuxième modèle de régression. Avec un R^2 ajusté de $0{,}606$, ce modèle possède le pouvoir explicatif le plus élevé parmi les trois modèles.

Huit régions sont identifiées comme des clusters de type *High-High*. Parmi celles-ci, sept sont situées au Mali et une au Burkina Faso, à proximité immédiate de la frontière malienne. Ces régions présentent des résidus élevés entourés de résidus également élevés, ce qui indique que le modèle continue à sous-estimer l'ISF observé dans cette zone. La forte concentration spatiale de ces clusters au Mali

suggère l'existence de facteurs propres à ce territoire, qui ne sont pas entièrement pris en compte par les variables explicatives du modèle.

Les clusters *Low-Low* regroupent huit régions. Cinq sont localisées en Guinée, deux en Sierra Leone et une au Sénégal. Ces régions forment un ensemble spatial connecté, caractérisé par des résidus relativement faibles entourés de résidus également faibles. Cette configuration traduit une tendance du modèle à surestimer l'ISF observé dans ces territoires. La persistance de ce regroupement spatial laisse supposer que certaines caractéristiques régionales partagées continuent d'influencer le phénomène étudié sans être entièrement captées par le modèle.

Enfin, deux régions appartiennent à des clusters de type *High-Low* : l'une en Sierra Leone et l'autre au Libéria. Ces régions présentent des résidus élevés alors qu'elles sont entourées de régions aux résidus plus faibles.

Comparativement au modèle 1, la distribution spatiale des résidus apparaît davantage concentrée. Les clusters *High-High* sont désormais presque exclusivement localisés au Mali, alors qu'ils s'étendaient auparavant davantage au Burkina Faso. De même, les clusters *Low-Low* se concentrent principalement en Guinée et ne concernent plus l'ensemble des régions de la Sierra Leone identifiées dans le modèle précédent. La réduction du nombre de régions significatives montre que ce modèle explique une plus grande partie de l'hétérogénéité spatiale observée.

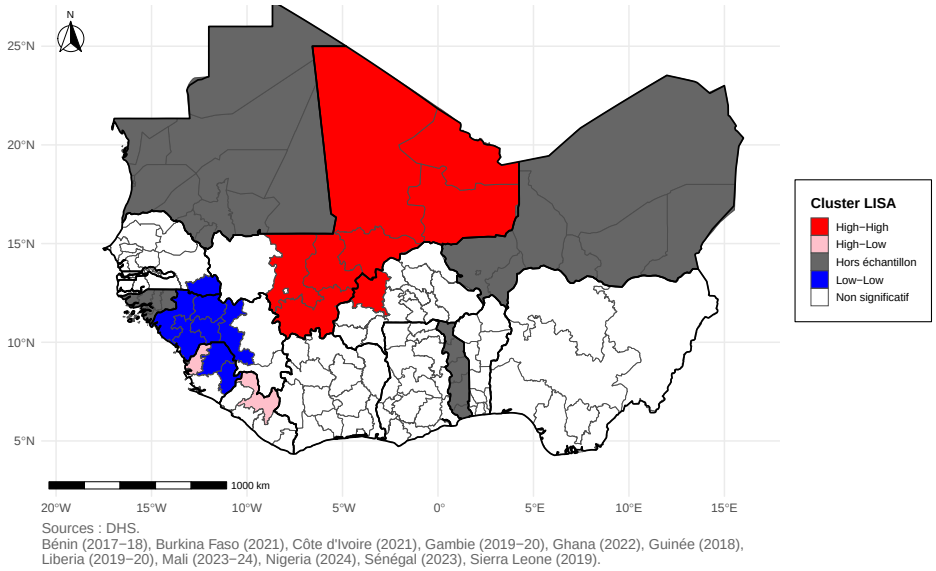


Figure 4.4 *Clusters LISA des résidus du modèle 2*

Enfin, la figure 4.5 présente les clusters LISA des résidus du modèle 3. Ce modèle présente un R^2 ajusté de $0{,}509$, ce qui est inférieur à celui du modèle 2 mais légèrement supérieur à celui du modèle 1.

Concernant les clusters de type *High-High*, la configuration observée est très proche de celle du modèle 2. La seule différence est la région de Sikasso au Mali qui n'est plus significative, tandis que la région des Hauts-Bassins du Burkina Faso fait désormais partie de ce type de cluster. À nouveau, la carte montre une persistance de ce regroupement spatial entre le Mali et le Burkina Faso.

Les clusters *Low-Low* regroupent l'ensemble des régions de la Sierra Leone ainsi que quatre régions de la Guinée. De plus, une région de la Côte d'Ivoire est identifiée comme cluster *Low-Low* mais ne fait pas partie du regroupement spatial formé par les autres régions de ce type de cluster. Ce regroupement entre les régions de la Guinée et de la Sierra Leone semble persistant à travers les trois modèles.

Enfin, deux régions sont identifiées comme des clusters de type *High-Low* : la région du Centre-Nord du Libéria et celle de Kédougou au Sénégal.

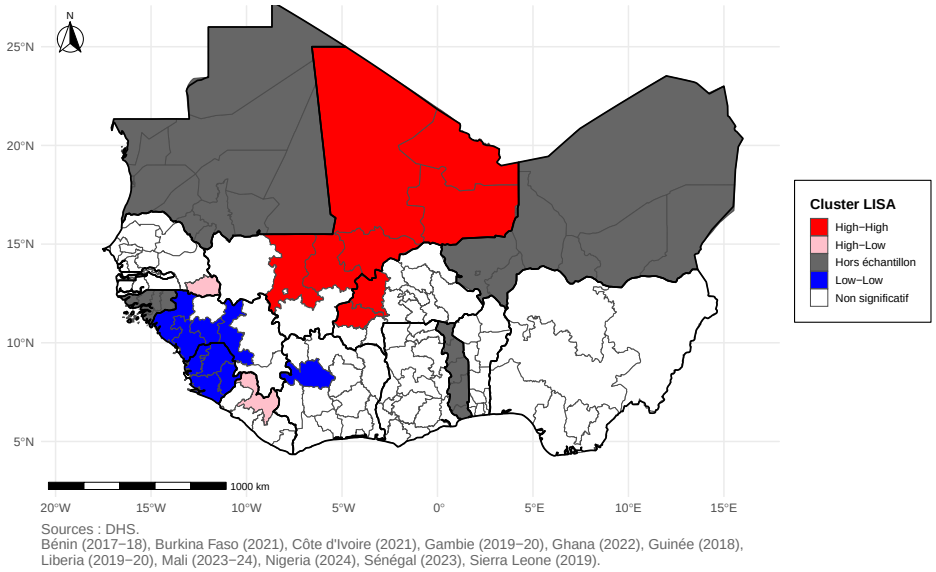


Figure 4.5 *Clusters LISA des résidus du modèle 3*

En conclusion, l'analyse des clusters LISA des résidus des trois modèles met en évidence une certaine persistance de regroupements spatiaux significatifs indiquant que les erreurs de prédiction ne sont pas réparties aléatoirement dans l'espace. Par conséquent, malgré l'intégration des variables explicatives, certains regroupements spatiaux sont sous-estimés ou surestimés par les modèles.

Le Mali et les régions frontalières du Burkina Faso montrent des résidus élevés et donc une sous-estimation de l'ISF régional par le modèle. Cela suggère un manque de facteurs explicatifs propres à ces régions qui ne sont pas pris en compte dans le modèle et qui influencent la fécondité régionale. À l'inverse, la Guinée et la Sierra Leone forment un regroupement de régions que les modèles surestiment au niveau de l'ISF régional. Ce qui suppose à nouveau l'existence de variables explicatives non intégrées aux modèles et qui expliqueraient la fécondité de ces régions.

Ainsi, l'existence de clusters résiduels persistants souligne la présence d'effets spatiaux et suggère que l'ajout de variables, qu'elles soient socio-économiques, culturelles, institutionnelles ou territoriales, pourrait contribuer à une meilleure compréhension des disparités régionales de fécondité en Afrique de l'Ouest.

4.2.5 Test du multiplicateur de Lagrange

Comme présenté dans la section 4.2.3, le test de Moran appliqué aux résidus des trois modèles estimés par régression OLS met en évidence une autocorrélation spatiale globale positive. Le rejet de l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation spatiale indique que les résidus des modèles ne sont pas distribués aléatoirement dans l'espace, mais présentent au contraire une structure spatiale. Cela suggère que les modèles OLS ne capturent pas entièrement la dépendance spatiale présente dans les données et qu'une partie de l'information liée au contexte géographique reste inexpliquée.

Une première manière de répondre à ce problème consiste à enrichir la spécification des modèles en introduisant de nouvelles variables explicatives susceptibles de capturer les facteurs spatiaux omis. Dans notre cas, l'ajout d'indicateurs contextuels tels que l'accès à l'électricité, à l'eau potable, aux infrastructures de communication ou encore au réseau internet pourrait permettre de mieux prendre en compte les différences structurelles entre régions. Cependant, cette approche reste limitée par la disponibilité des données comparables à l'échelle régionale pour l'ensemble des pays étudiés.

Si l'ajout de nouvelles variables ne permet pas de supprimer l'autocorrélation spatiale des résidus, il devient nécessaire d'avoir recours à des modèles de régression spatiale intégrant explicitement cette dépendance. Plusieurs modèles peuvent alors être envisagés, notamment les modèles incorporant une variable autorégressive spatiale ou ceux modélisant une autocorrélation des erreurs. Le choix du modèle

le plus approprié repose généralement sur les tests du multiplicateur de Lagrange (LM), qui permettent d'identifier la nature de la dépendance spatiale présente dans les données.

Le tableau 4.10 présente les résultats des tests de Lagrange. Les résultats montrent que les tests simples RSerr et RSlag sont tous deux significatifs, indiquant la présence potentielle d'une dépendance spatiale dans les erreurs ou dans la variable dépendante. Concernant les versions robustes, seul le test adjRSerr est significatif pour les trois modèles, ce qui suggère que la structure spatiale est principalement liée à une autocorrélation des erreurs. Enfin, le test global SARMA est également significatif, confirmant l'existence d'une dépendance spatiale qui n'est pas prise en compte par le modèle OLS.

Ces résultats indiquent que les résidus ne sont pas indépendants entre les régions et qu'ils présentent une structure spatiale. Dans ce contexte, les estimateurs obtenus par OLS restent non biaisés mais ils ne sont plus efficaces : leur variance n'est pas minimale, ce qui réduit la précision des estimations et peut affecter l'interprétation des résultats.

Tableau 4.10 *Résultats des tests LM pour la détection de l'autocorrélation spatiale des trois modèles*

Modèle	Test	Statistique	Degrés de liberté	Valeur p	Signif.
Modèle 1	RSerr	29,061	1	$7{,}015 \times 10^{-8}$	***
	RSlag	17,103	1	$3{,}540 \times 10^{-5}$	***
	adjRSerr	12,312	1	$4{,}501 \times 10^{-4}$	***
	adjRSlag	0,355	1	0,552	
	SARMA	29,415	2	$4{,}098 \times 10^{-7}$	***
Modèle 2	RSerr	21,491	1	$3{,}555 \times 10^{-6}$	***
	RSlag	16,173	1	$5{,}780 \times 10^{-5}$	***
	adjRSerr	6,074	1	0,01372	*
	adjRSlag	0,757	1	0,38437	
	SARMA	22,248	2	$1{,}476 \times 10^{-5}$	***
Modèle 3	RSerr	20,635	1	$5{,}558 \times 10^{-6}$	***
	RSlag	15,551	1	$8{,}032 \times 10^{-5}$	***
	adjRSerr	5,330	1	0,02097	*
	adjRSlag	0,245	1	0,62032	
	SARMA	20,880	2	$2{,}924 \times 10^{-5}$	***

Codes de significativité : *** $p < 0{,}001$; ** $p < 0{,}01$; * $p < 0{,}05$; . $p < 0{,}1$.

Au regard de ces résultats, l'estimation d'un modèle spatial, tel qu'un modèle d'erreur spatiale (SEM), semble constituer une approche plus adaptée. En effet, la significativité du test adjRSerr suggère que la dépendance spatiale provient principalement d'un processus non observé affectant les erreurs du modèle.

Une autre approche envisageable serait l'utilisation d'un modèle de régression géographiquement pondérée (GWR). Celui-ci permettrait d'évaluer si la relation entre l'ISF et les variables explicatives varie selon les territoires en estimant des coefficients locaux pour chaque région. Cette méthode serait particulièrement pertinente dans le cas où les mécanismes associés à la fécondité diffèrent d'une région du territoire à l'autre.

4.3 Modèle à erreur spatiale (SEM)

Cette section présente les résultats des modèles à erreur spatiale (SEM). Ce type de modèle a été choisi à la suite des résultats des tests du multiplicateur de Lagrange, qui ont mis en évidence la présence d'une autocorrélation spatiale significative dans les résidus des modèles de régression OLS.

4.3.1 Modèle 1

Les résultats du modèle SEM estimé à partir de l'ensemble des variables explicatives sont présentés dans le tableau 4.11.

Le paramètre d'autocorrélation spatiale des erreurs, représenté par λ ($\lambda = 0{,}7344$; $p < 0{,}001$), est présenté au tableau D.1 de l'annexe D. Sa valeur positive et statistiquement significative indique l'existence d'une dépendance spatiale dans les termes d'erreur ; le résumé des résidus du modèle est donné au tableau D.2 de la même annexe. Autrement dit, une partie de la variation de l'ISF régional est influencée par des facteurs non observés qui présentent eux-mêmes une structure spatiale. Dans l'ensemble, les résultats du modèle SEM sont relativement proches de ceux de la régression OLS. Toutefois, la prise en compte de l'autocorrélation spatiale modifie la significativité de certaines variables. En effet, la proportion de femmes musulmanes devient ainsi significative au seuil de 10 % ($\beta = 0{,}0059$; $p = 0{,}067$), suggérant un effet positif, bien que de faible ampleur, sur l'ISF régional. De même, la proportion de femmes résidant en milieu rural apparaît comme un déterminant statistiquement significatif de la fécondité ($\beta = -0{,}0131$; $p = 0{,}004$) dont le coefficient estimé indique qu'une augmentation de cette proportion est associée à une diminution de l'ISF régional.

Par ailleurs, les variables liées au niveau d'éducation, à la richesse des ménages et aux difficultés d'accès aux soins de santé conservent une relation négative avec la fécondité, conformément aux résultats observés dans le modèle OLS. Plus précisément, la proportion de femmes ayant atteint un niveau d'éducation secondaire ou supérieur ($\beta = -0{,}0293$; $p < 0{,}001$) et la proportion de femmes appartenant à un ménage riche ($\beta = -0{,}0270$; $p < 0{,}001$) sont toujours les facteurs les plus fortement associés à une diminution de l'ISF régional. Les difficultés d'accès aux soins de santé présentent également un effet négatif, bien que leur significativité soit plus faible ($\beta = -0{,}0099$; $p = 0{,}064$).

Enfin, le temps d'accès au centre urbain le plus proche et la densité de population ne présentent pas d'effet statistiquement significatif sur l'ISF régional dans ce modèle.

Tableau 4.11 *Résultats du modèle à erreur spatiale (SEM) pour le modèle 1*

Variable	Coefficient	Erreur std.	z	Valeur p	Signif.
Constante	7,6382	0,6931	11,020	<0,001	***
Éducation secondaire ou supérieure	−0,0293	0,0062	−4,760	<0,001	***
Richesse	−0,0270	0,0051	−5,282	<0,001	***
Religion musulmane	0,0059	0,0032	1,829	0,067	.
Milieu rural	−0,0131	0,0046	−2,864	0,004	**
Problèmes d'accès aux soins	−0,0099	0,0053	−1,852	0,064	.
Temps vers centre urbain	0,0009	0,0006	1,415	0,157	
Densité de population	−0,00003	0,00004	−0,738	0,460	

Codes de significativité : *** $p < 0{,}001$; ** $p < 0{,}01$; * $p < 0{,}05$; . $p < 0{,}1$.

4.3.2 Modèle 2

Les résultats du second modèle SEM, qui inclut la variable intermédiaire mesurant le statut matrimonial, sont présentés dans le tableau 4.12.

Le coefficient d'autocorrélation spatiale des erreurs est positif et statistiquement significatif ($\lambda = 0{,}6787$; $p < 0{,}001$), comme indiqué au tableau D.3 de l'annexe D. Ce résultat confirme la présence d'une dépendance spatiale résiduelle et justifie l'utilisation d'un modèle à erreur spatiale ; le résumé des résidus est repris au tableau D.4. De plus, le critère d'information d'Akaike (AIC) du deuxième modèle ($194{,}55$) est inférieur à celui du premier modèle ($209{,}28$), ce qui indique un meilleur compromis entre l'ajustement et la complexité du modèle. L'introduction de la variable intermédiaire représentant la proportion de femmes mariées semble donc améliorer la performance globale du modèle.

À nouveau, la majorité des variables conservent le même sens de relation avec la fécondité ainsi que des niveaux de significativité comparables à ceux de la régression OLS. Néanmoins, certains effets observés dans la régression OLS s'atténuent lorsque l'autocorrélation spatiale est prise en compte. C'est notamment le cas de la proportion de femmes musulmanes, dont l'effet n'apparaît plus statistiquement significatif dans le modèle SEM ($\beta = -0{,}0041$; $p = 0{,}251$). À l'inverse, l'effet de la ruralité se renforce puisque la proportion de femmes vivant en milieu rural devient

significative ($\beta = -0{,}0149\,;\, p < 0{,}001$), alors qu'elle n'était que marginalement significative dans le modèle OLS.

Le statut matrimonial constitue le déterminant proche de la fécondité mis en évidence par ce modèle. La proportion de femmes mariées est positivement associée à l'ISF régional ($\beta = 0{,}0260\,;\, p < 0{,}001$), ce qui suggère que les régions où les femmes mariées sont plus représentées, sont également celles où les niveaux de fécondité sont les plus importants.

Par ailleurs, les variables socio-économiques continuent de présenter des effets significatifs. Une augmentation de la proportion de femmes ayant au moins un niveau d'enseignement secondaire ($\beta = -0{,}0284\,;\, p < 0{,}001$) ou appartenant à un ménage riche ($\beta = -0{,}0245\,;\, p < 0{,}001$) est associée à une diminution de l'ISF régional. Les difficultés d'accès aux soins de santé conservent également une relation négative avec la fécondité, bien que celle-ci ne soit significative qu'au seuil de 10 % ($\beta = -0{,}0084\,;\, p = 0{,}097$).

Enfin, comme dans les modèles précédents, aucune association statistiquement significative n'est observée entre la fécondité régionale, le temps d'accès à un centre urbain et la densité de population.

Tableau 4.12 *Résultats du modèle à erreur spatiale (SEM) pour le modèle 2*

Variable	Coefficient	Erreur std.	z	Valeur p	Signif.
Constante	6,6850	0,6779	9,862	<0,001	***
Mariée	0,0260	0,0060	4,322	<0,001	***
Éducation secondaire ou supérieure	−0,0284	0,0056	−5,035	<0,001	***
Richesse	−0,0245	0,0048	−5,147	<0,001	***
Religion musulmane	−0,0041	0,0036	−1,148	0,251	
Milieu rural	−0,0149	0,0043	−3,446	<0,001	***
Problèmes d'accès aux soins	−0,0084	0,0050	−1,659	0,097	.
Temps vers centre urbain	0,0006	0,0006	1,013	0,311	
Densité de population	−0,00002	0,00003	−0,468	0,640	

Codes de significativité : *** $p < 0{,}001$; ** $p < 0{,}01$; * $p < 0{,}05$; . $p < 0{,}1$.

4.3.3 Modèle 3

Le troisième modèle intègre la variable relative à l'utilisation de la contraception moderne ; les résultats du modèle à erreur spatiale sont présentés dans le tableau 4.13.

Le coefficient $\lambda = 0{,}7350$ ($p < 0{,}001$), reporté au tableau D.5 de l'annexe D, confirme la dépendance spatiale résiduelle dans le modèle 3, montrant que des facteurs non observés, spatialement corrélés entre régions voisines, continuent d'influencer la variabilité de l'ISF régional. Le critère d'information d'Akaike (AIC) associé à ce troisième modèle est de $211{,}28$, soit la valeur la plus élevée parmi les trois modèles de régression à erreur spatiale. Cette augmentation suggère que l'introduction de la variable sur l'utilisation de contraception moderne réduit la performance globale du modèle.

La principale différence avec les résultats obtenus par la régression OLS concerne l'utilisation de la contraception moderne. Alors que cette variable présentait un effet négatif significatif dans le modèle OLS ($\beta = -0{,}027$; $p = 0{,}034$), elle perd totalement sa significativité dans le modèle SEM ($\beta = 0{,}0003$; $p = 0{,}976$).

À l'inverse, plusieurs variables conservent des effets significatifs après la prise en compte de l'autocorrélation spatiale. Le niveau d'instruction et le niveau de richesse demeurent des déterminants majeurs de la fécondité régionale. Une augmentation de la proportion de femmes ayant atteint un niveau d'éducation secondaire ou supérieur est associée à une diminution de l'ISF régional ($\beta = -0{,}0293$; $p < 0{,}001$). De même, une plus forte proportion de femmes appartenant à un ménage riche est liée à des niveaux de fécondité plus faibles ($\beta = -0{,}0270$; $p < 0{,}001$).

Par ailleurs, certaines variables voient leur significativité évoluer par rapport au modèle OLS. La proportion de femmes musulmanes devient marginalement significative dans le modèle SEM ($\beta = 0{,}0059$; $p = 0{,}067$) et présente une relation positive avec la fécondité régionale. De même, la proportion de femmes résidant en milieu rural apparaît comme un facteur explicatif significatif ($\beta = -0{,}0131$; $p = 0{,}004$), alors qu'aucun effet statistiquement significatif n'avait été observé dans la régression OLS.

Les difficultés d'accès aux soins de santé conservent également un effet négatif sur la fécondité régionale, bien que cette relation ne soit significative qu'au seuil de 10 % ($\beta = -0{,}0099$; $p = 0{,}064$).

Enfin, comme dans les modèles précédents, ni le temps d'accès au centre urbain le plus proche ni la densité de population ne présentent d'association statistiquement significative avec l'ISF régional.

Tableau 4.13 *Résultats du modèle à erreur spatiale (SEM) pour le modèle 3*

Variable	Coefficient	Erreur std.	z	Valeur p	Signif.
Constante	7,6351	0,6996	10,914	<0,001	***
Contraception moderne	0,0003	0,0097	0,030	0,976	
Éducation secondaire ou supérieure	−0,0293	0,0065	−4,539	<0,001	***
Richesse	−0,0270	0,0051	−5,284	<0,001	***
Religion musulmane	0,0059	0,0032	1,831	0,067	.
Milieu rural	−0,0131	0,0046	−2,863	0,004	**
Problèmes d'accès aux soins	−0,0099	0,0053	−1,852	0,064	.
Temps vers centre urbain	0,0009	0,0006	1,345	0,179	
Densité de population	−0,00003	0,00004	−0,738	0,461	

Codes de significativité : *** $p < 0{,}001$; ** $p < 0{,}01$; * $p < 0{,}05$; . $p < 0{,}1$.

4.4 Modèle de régression spatiale pondérée

Cette section présente les résultats des régressions géographiquement pondérées estimées pour les trois modèles retenus. Les cartes présentées ci-dessous permettent de visualiser la distribution spatiale des coefficients locaux statistiquement significatifs pour chacune des variables explicatives. Les régions représentées en gris correspondent aux zones pour lesquelles aucun coefficient statistiquement significatif n'a été identifié.

Contrairement aux modèles estimés par la méthode OLS, les résultats de la GWR ne fournissent pas directement de valeurs p pour chaque coefficient local. La significativité statistique des coefficients a dès lors été évaluée à partir de leur statistique t. Un seuil de significativité de 5 % a été retenu. Ainsi, un coefficient local est considéré comme statistiquement significatif lorsque la valeur absolue de sa statistique t est supérieure à $1{,}96$, soit l'équation 4.1 :

$$|t_i| > 1{,}96 \quad \Longleftrightarrow \quad p < 0{,}05 \tag{4.1}$$

Les cartes permettent ainsi d'identifier non seulement les régions dans lesquelles les variables explicatives exercent un effet statistiquement significatif sur l'indice

synthétique de fécondité, mais également de mettre en évidence les variations spatiales de l'ampleur et du sens de ces effets.

4.4.1 Modèle 1

La figure 4.6 ci-dessous présente les coefficients locaux estimés pour notre premier modèle ; un tableau descriptif de ces coefficients est repris à l'annexe E, tableau E.1. Concernant l'éducation, ces coefficients sont systématiquement négatifs, ce qui signifie que lorsque le pourcentage de femmes ayant un niveau d'instruction secondaire ou supérieur augmente, l'ISF régional diminue. Toutefois, le modèle montre que l'ampleur de cet effet varie selon les régions. L'effet négatif de l'éducation est particulièrement marqué dans plusieurs régions à l'est du Burkina Faso, avec des coefficients compris entre $\beta = -0{,}049$ et $\beta = -0{,}040$. Il est également important dans les régions du nord et de l'est du Ghana comme Oti ($\beta = -0{,}047$), North East ($\beta = -0{,}046$) et Upper East ($\beta = -0{,}045$), ainsi qu'au Bénin dans l'Alibori ($\beta = -0{,}046$), l'Atacora ($\beta = -0{,}049$) et le Borgou ($\beta = -0{,}046$). À l'inverse, l'effet est plus faible dans certaines régions côtières et urbaines telles que dans les régions de Hauts-Bassins ($\beta = -0{,}009$) et de Sud-Ouest du Burkina Faso ($\beta = -0{,}019$), dans la région d'Abidjan ($\beta = -0{,}023$) en Côte d'Ivoire, de Dakar ($\beta = -0{,}018$) au Sénégal et de Conakry ($\beta = -0{,}015$) en Guinée.

La richesse présente également un effet négatif dans toutes les régions pour lesquelles des résultats significatifs ont été obtenus. Les coefficients les plus élevés sont enregistrés dans les régions du centre et de l'est du Burkina Faso ($\beta = -0{,}040$ en moyenne). Au Ghana, les régions proches de la frontière burkinabè présentent des coefficients similaires. Les régions de Tombouctou au Mali et de South-South au Nigéria présentent des coefficients plus faibles (respectivement $\beta = -0{,}019$ et $\beta = -0{,}021$), ce qui signifie que dans ce cas-là, la fécondité baisse dans une moindre mesure lorsque la richesse augmente. Dans les autres régions, les coefficients obtenus sont légèrement inférieurs mais tout de même importants.

L'influence de la proportion de femmes musulmanes est un peu plus hétérogène spatialement même si pour l'ensemble des régions, on observe de manière générale un effet positif. Autrement dit, lorsque le pourcentage de femmes se déclarant de confession musulmane augmente, l'ISF régional augmente également. Les effets positifs les plus importants sont observés dans plusieurs régions du Mali, notamment à Mopti ($\beta = 0{,}023$), Tombouctou ($\beta = 0{,}020$) et Ségou ($\beta = 0{,}018$). Au Burkina Faso, les régions à l'ouest présentent également des effets positifs significatifs (Cascades, Boucle du Mouhoun et Hauts-Bassins), avec des coefficients

proches de $\beta = 0{,}017$. L'effet de cette variable demeure également visible dans certaines régions de Côte d'Ivoire mais à un niveau plus faible.

Les résultats concernant l'impact du milieu rural sont assez surprenants. Parmi les régions ayant obtenu des coefficients significatifs, on remarque que, dans la majorité des cas, lorsque le pourcentage de femmes vivant en milieu rural augmente, l'ISF régional, quant à lui, diminue. Les effets les plus importants sont observés dans les régions de l'Est ($\beta = -0{,}038$), du Centre-Est ($\beta = -0{,}035$) et du Sahel ($\beta = -0{,}032$) au Burkina Faso, ainsi que dans la région d'Alibori ($\beta = -0{,}034$) et Atacora ($\beta = -0{,}036$) au Bénin. Plusieurs régions du Nigéria et du Mali ont aussi obtenu des coefficients négatifs significatifs. À l'inverse, d'autres régions montrent des effets positifs, comme la région de Kayes au Mali ($\beta = 0{,}017$), de Faranah ($\beta = 0{,}013$), de Labé ($\beta = 0{,}014$) et de Kankan ($\beta = 0{,}013$) en Guinée.

Les difficultés d'accès aux soins ont un effet négatif sur la fécondité régionale et ce, surtout dans les régions maliennes. Les coefficients les plus élevés sont observés à Koulikoro ($\beta = -0{,}044$), Kayes ($\beta = -0{,}041$) et Bamako ($\beta = -0{,}042$) au Mali. Au Sénégal, les régions de Matam ($\beta = -0{,}035$), Kolda ($\beta = -0{,}034$), Tambacounda ($\beta = -0{,}034$), Saint-Louis ($\beta = -0{,}035$) et Dakar ($\beta = -0{,}032$) présentent également des effets importants. Les résultats pour l'est de la Guinée sont relativement similaires à ceux du Sénégal.

Enfin, les variables territoriales liées au temps d'accès aux centres urbains et à la densité de population jouent un rôle plus limité et plus localisé. Le temps d'accès n'est significatif que dans deux régions du Mali, notamment à Tombouctou ($\beta = 0{,}0046$) et Mopti ($\beta = 0{,}0037$), avec des effets marginaux. De même, la densité de population présente des effets significatifs mais également marginaux essentiellement au Mali dans les régions de Bamako ($\beta = 0{,}000296$), Koulikoro ($\beta = 0{,}000319$), Kayes ($\beta = 0{,}000256$) et en Guinée dans les régions de Kankan ($\beta = 0{,}000293$) et de Faranah ($\beta = 0{,}000280$).

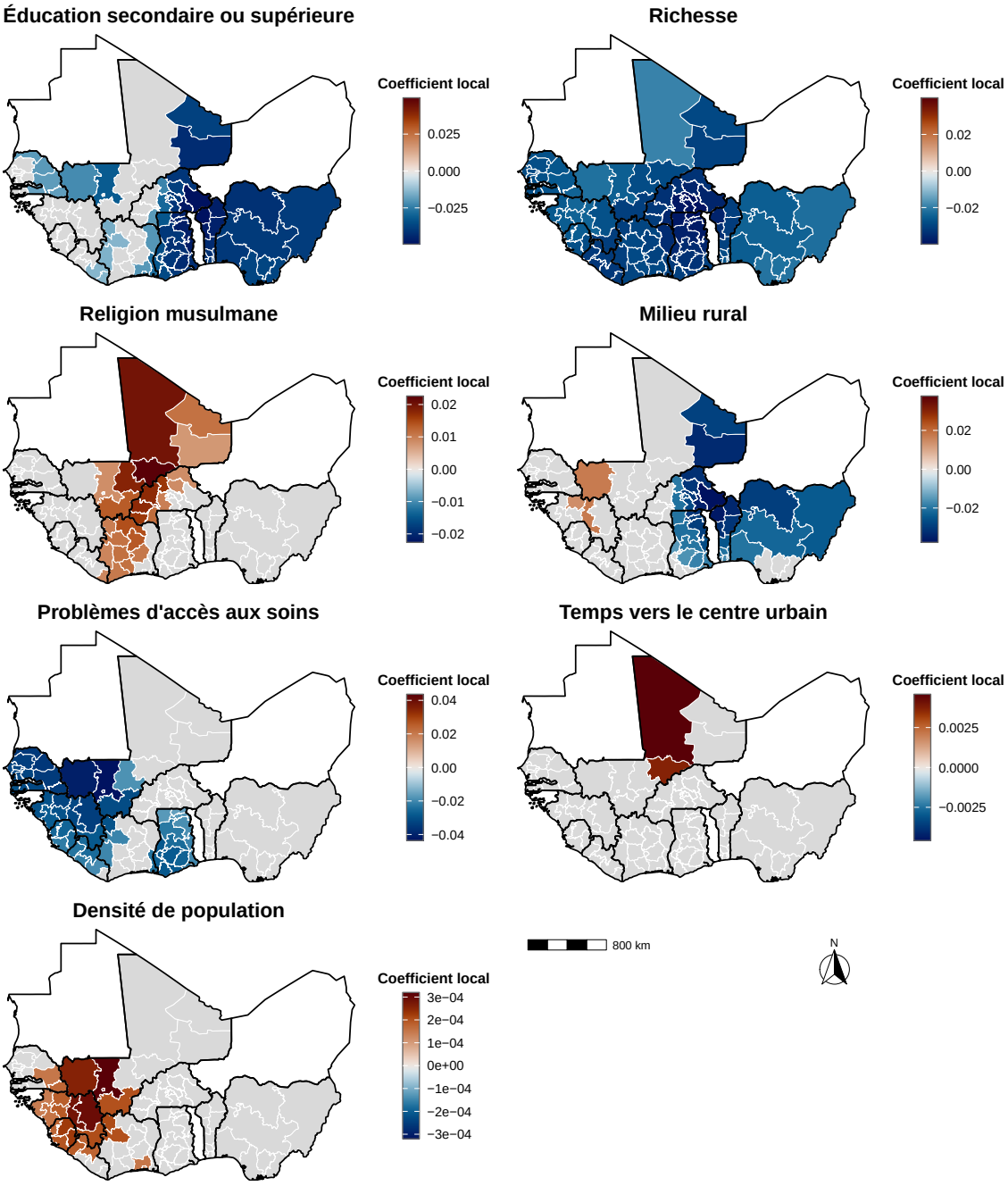


Figure 4.6 *Cartographie des coefficients locaux significatifs pour le modèle 1*

4.4.2 Modèle 2

La figure 4.7 présente les coefficients locaux du second modèle, dans lequel la variable intermédiaire sur la proportion de femmes mariées est ajoutée aux déterminants lointains (un tableau descriptif des coefficients locaux figure au tableau E.2 de l'annexe E). Cette dernière apparaît comme positivement reliée à la fécondité, toujours avec des régions où l'effet est plus important que dans d'autres. Les coefficients observés sont positifs dans la majorité des régions et atteignent leurs valeurs les plus élevées au Nigéria, au Bénin, au Ghana et dans plusieurs régions du Burkina Faso. Ainsi, les effets les plus importants sont observés dans les régions North Central ($\beta = 0{,}038$), North East ($\beta = 0{,}038$) et North West ($\beta = 0{,}038$) du Nigéria, dans les régions d'Alibori ($\beta = 0{,}037$), de Borgou ($\beta = 0{,}037$) et d'Atacora ($\beta = 0{,}037$) au Bénin, ainsi que dans la région de l'Est au Burkina Faso ($\beta = 0{,}037$). Des effets comparables sont également observés dans l'ensemble des régions du Ghana, où les coefficients varient entre $0{,}033$ et $0{,}036$.

À l'inverse, l'effet du mariage apparaît faible, voire non significatif, dans plusieurs régions de Côte d'Ivoire et du Mali. C'est notamment le cas dans le District du Denguélé ($\beta = -0{,}004$), les Montagnes ($\beta = -0{,}004$), le Woroba ($\beta = 0{,}001$) ou encore le Bas-Sassandra ($\beta = 0{,}009$). Au Mali, les coefficients sont également faibles à Bamako ($\beta = -0{,}008$), Kayes ($\beta = 0{,}004$) et Koulikoro ($\beta = 0{,}002$), tandis que Tombouctou constitue une exception avec un coefficient positif relativement élevé ($\beta = 0{,}039$).

L'introduction de cette variable intermédiaire affecte également l'ampleur des effets associés aux autres déterminants. Le niveau d'instruction des femmes demeure un facteur important de réduction de la fécondité, mais ses coefficients diminuent sensiblement par rapport au modèle précédent. Dans l'Est du Burkina Faso, le coefficient associé à l'éducation atteint désormais $-0{,}033$, contre près de $-0{,}050$ dans le modèle initial. Des diminutions comparables sont observées à Atacora ($\beta = -0{,}033$), Alibori ($\beta = -0{,}033$) et dans la région North West du Nigéria ($\beta = -0{,}033$).

Contrairement à l'éducation, l'effet du niveau de richesse reste particulièrement stable après l'introduction du mariage. Les coefficients demeurent négatifs dans toutes les régions et conservent des amplitudes comparables à celles observées dans le modèle précédent. Les effets les plus importants sont enregistrés dans les régions du Woroba ($\beta = -0{,}032$), des Montagnes ($\beta = -0{,}032$), du District du Denguélé ($\beta = -0{,}031$), du Bas-Sassandra ($\beta = -0{,}030$) en Côte d'Ivoire et de Ségou ($\beta = -0{,}031$) au Mali.

La prise en compte du mariage modifie plus fortement l'effet de la variable religieuse. Dans le modèle précédent, la proportion de femmes musulmanes avait un effet positif sur la fécondité régionale et ce, dans plusieurs régions du Mali et du nord de la Côte d'Ivoire. Après introduction du mariage, cet effet perd sa significativité sauf pour la région de Gao. De manière générale, les coefficients sont plus faibles après introduction de la variable intermédiaire. L'effet négatif est le plus marqué au Bénin, au Nigéria, au Ghana et dans la région des Montagnes en Côte d'Ivoire.

L'effet de la ruralité demeure globalement négatif dans les régions du Burkina Faso, du Bénin, du Ghana et du Nigéria, et son intensité s'est renforcée après l'introduction du mariage. Le nombre de régions significatives augmente également. Les coefficients restent relativement élevés dans l'Est du Burkina Faso ($\beta = -0{,}020$), au Bénin (de $\beta = -0{,}020$ à $-0{,}017$), au Nigéria (de $\beta = -0{,}020$ à $\beta = -0{,}018$) et au Ghana (de $\beta = -0{,}016$ à $\beta = -0{,}019$).

Les difficultés d'accès aux soins apparaissent en revanche remarquablement stables même si certaines régions significatives dans le premier modèle ne le sont plus dans le second (comme le Ghana). Les effets les plus importants demeurent observés au Mali, notamment à Bamako ($\beta = -0{,}039$), Koulikoro ($\beta = -0{,}037$), Kayes ($\beta = -0{,}035$), ainsi qu'en Guinée dans les régions de Kankan ($\beta = -0{,}036$) et de Faranah ($\beta = -0{,}032$).

Enfin, les variables territoriales conservent des effets localisés. Le temps d'accès aux centres urbains reste principalement associé à la fécondité dans plusieurs régions maliennes, notamment à Tombouctou ($\beta = 0{,}0033$), Mopti ($\beta = 0{,}0026$), Kidal ($\beta = 0{,}0025$) et Gao ($\beta = 0{,}0022$). De même, la densité de population conserve des effets positifs dans plusieurs régions du Mali et de la Guinée, notamment à Koulikoro ($\beta = 0{,}000281$), Bamako ($\beta = 0{,}000268$), Kayes ($\beta = 0{,}000206$) et Kankan ($\beta = 0{,}000243$). Les effets sont, ici aussi, très faibles pour cette variable.

Dans l'ensemble, l'introduction de la proportion de femmes mariées met en évidence le rôle central de la nuptialité dans les dynamiques de fécondité en Afrique de l'Ouest. Les résultats montrent que le mariage absorbe une partie substantielle des effets précédemment attribués à l'éducation, à la religion et à la ruralité, ce qui suggère que ces facteurs influencent en partie la fécondité à travers leur impact sur les comportements matrimoniaux. En revanche, les effets associés à la richesse et à l'accès aux soins demeurent largement inchangés, révélant l'existence de mécanismes indépendants de la nuptialité dans l'explication des variations régionales de la fécondité.

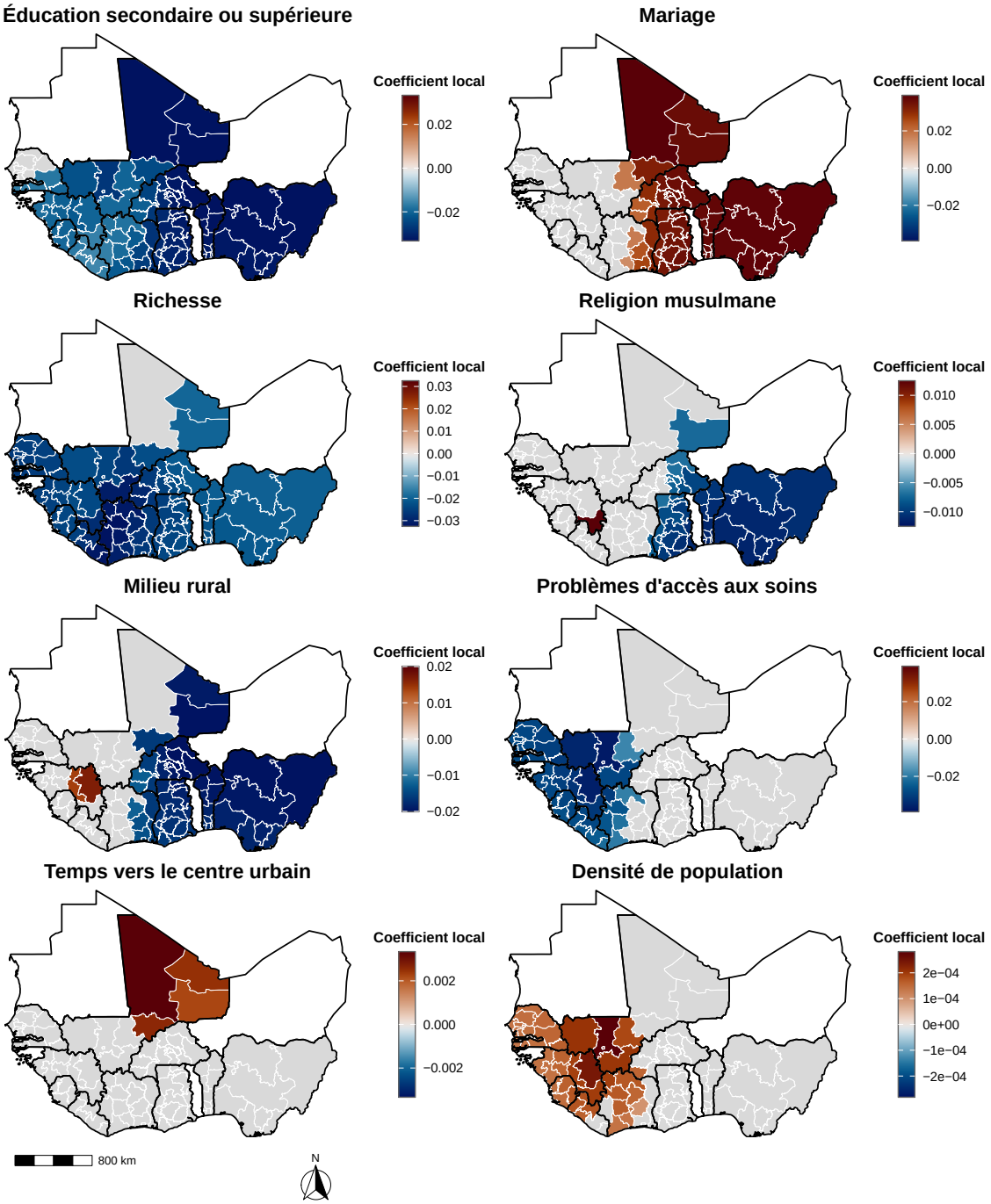


Figure 4.7 *Cartographie des coefficients locaux significatifs pour le modèle 2*

4.4.3 Modèle 3

Le dernier modèle, dont les coefficients locaux sont cartographiés à la figure 4.8, s'intéresse à l'effet de la contraception moderne sur la fécondité régionale, en contrôlant pour les déterminants lointains (un descriptif des coefficients locaux est repris au tableau E.3 de l'annexe E). Les effets apparaissent plus nuancés dans ce cas-ci. Tout d'abord, en ce qui concerne l'effet de la contraception moderne, on observe une réelle différence d'ampleur à travers le territoire. Les coefficients estimés sont négatifs dans une grande partie des régions, indiquant qu'une augmentation du recours à la contraception moderne est associée à une diminution de l'ISF. Les effets les plus marqués sont observés dans les régions du Ghana, du Burkina Faso, du Bénin et du Nigéria. Les coefficients atteignent notamment $-0{,}062$ dans l'Upper East et l'Upper West du Ghana, $-0{,}061$ dans plusieurs régions du Burkina Faso comme le Centre, le Centre-Est et le Centre-Nord, ainsi que $-0{,}060$ dans les régions d'Atacora, de Borgou et de Donga au Bénin. Au Nigéria, les régions North Central, North East, North West et South West présentent également des coefficients proches de $-0{,}059$. L'effet de la contraception moderne apparaît légèrement plus faible dans certaines régions de Côte d'Ivoire et du Mali.

Quelques régions présentent des coefficients locaux positifs. C'est notamment le cas de la région de Kayes ($\beta = 0{,}040$), ainsi qu'en Gambie où les coefficients atteignent environ $0{,}040$ dans l'ensemble des régions administratives. Des valeurs positives sont aussi relevées en Guinée, notamment à Faranah ($\beta = 0{,}046$), Mamou ($\beta = 0{,}045$), Kankan ($\beta = 0{,}040$) et Conakry ($\beta = 0{,}043$), ainsi qu'au Sénégal où les coefficients varient généralement entre $0{,}039$ et $0{,}043$. En Sierra Leone, les régions du Nord, du Nord-Ouest, de l'Est et du Sud présentent également des coefficients positifs compris entre $0{,}044$ et $0{,}045$.

Concernant les déterminants lointains, l'effet du niveau d'instruction des femmes demeure nettement négatif dans l'ensemble des régions, mais son amplitude est légèrement réduite par rapport aux deux modèles précédents. Les coefficients les plus élevés se situent notamment à Faranah ($\beta = -0{,}031$) en Guinée, Kayes ($\beta = -0{,}033$) et Tombouctou ($\beta = -0{,}033$) au Mali. Le Sénégal, la Gambie, la Sierra Leone et la Guinée présentent les coefficients les plus élevés (en moyenne $\beta = -0{,}030$) sur leurs territoires.

L'effet de la richesse reste similaire aux résultats obtenus pour les deux précédents modèles. On peut toutefois noter une légère baisse de l'effet de cette variable au Nigéria, au Bénin, au Ghana et à l'est du Mali. Les effets les plus importants sont observés dans plusieurs régions à l'ouest de la Côte d'Ivoire, notamment

les Montagnes ($\beta = -0{,}035$), le Woroba ($\beta = -0{,}034$), le District du Denguélé ($\beta = -0{,}034$) et le Bas-Sassandra ($\beta = -0{,}031$). Des valeurs similaires sont observées au Sénégal, en Sierra Leone, en Guinée et au Libéria.

La religion musulmane apparaît, comme pour le premier modèle, positivement liée à la fécondité mais son intensité diminue un peu par rapport au premier modèle. Les coefficients les plus importants restent localisés au Mali, notamment à Mopti ($\beta = 0{,}012$), en Côte d'Ivoire à Woroba ($\beta = 0{,}011$), dans les Montagnes ($\beta = 0{,}011$) et dans le District du Denguélé ($\beta = 0{,}010$), ainsi qu'à Kankan en Guinée ($\beta = 0{,}007$). Cette zone où la religion semble avoir un effet un peu plus élevé s'étend de l'est du Libéria au centre du Mali, en traversant en partie la Côte d'Ivoire et le Burkina Faso. Ces coefficients restent toutefois plus faibles que ceux observés pour d'autres variables. Dans cette zone, ils avoisinent en moyenne $\beta = 0{,}011$.

Le milieu rural ne demeure significatif que dans deux régions du Mali : Kidal ($\beta = -0{,}016$) et Gao ($\beta = -0{,}012$). Comme pour les deux premiers modèles, on observe un effet de réduction de la fécondité lorsque le pourcentage de femmes vivant en milieu rural augmente.

L'effet des difficultés d'accès aux soins demeure équivalent après introduction de la contraception. Les effets les plus marqués sont observés au sud du Mali, dans les régions de Koulikoro, de Bamako, de Kayes et de Ségou. Les coefficients dans ces régions varient de $\beta = -0{,}037$ à $\beta = -0{,}029$. Des effets importants sont également observés en Guinée, dans les régions proches de la frontière malienne, avec toutefois une intensité légèrement inférieure à celle observée au Mali.

Le temps d'accès aux centres urbains ne présente plus d'effet positif que dans une seule région au Mali (Tombouctou) après introduction de la contraception. L'effet est comparable à ce qui avait été obtenu dans les deux premiers modèles. Avec ce troisième modèle, on obtient également des coefficients significatifs et positifs au Nigéria (autour de $\beta = 0{,}0015$). À l'inverse, certaines régions de la Sierra Leone, de la Guinée et du Libéria ont obtenu des coefficients négatifs, indiquant une diminution de la fécondité lorsque le temps de trajet augmente. La densité de population conserve également des effets positifs localisés, particulièrement au Mali, en Guinée et dans plusieurs régions de Côte d'Ivoire. Les coefficients les plus élevés sont observés à Koulikoro ($\beta = 0{,}000281$) et Bamako ($\beta = 0{,}000270$) au Mali, et Kankan ($\beta = 0{,}000235$) et Faranah ($\beta = 0{,}000179$) en Guinée. Les coefficients étant très faibles, l'effet de la densité de population est marginal.

Comparativement au modèle intégrant la proportion de femmes mariées, la contraception moderne apparaît comme un médiateur encore plus directement lié au contrôle effectif de la fécondité.

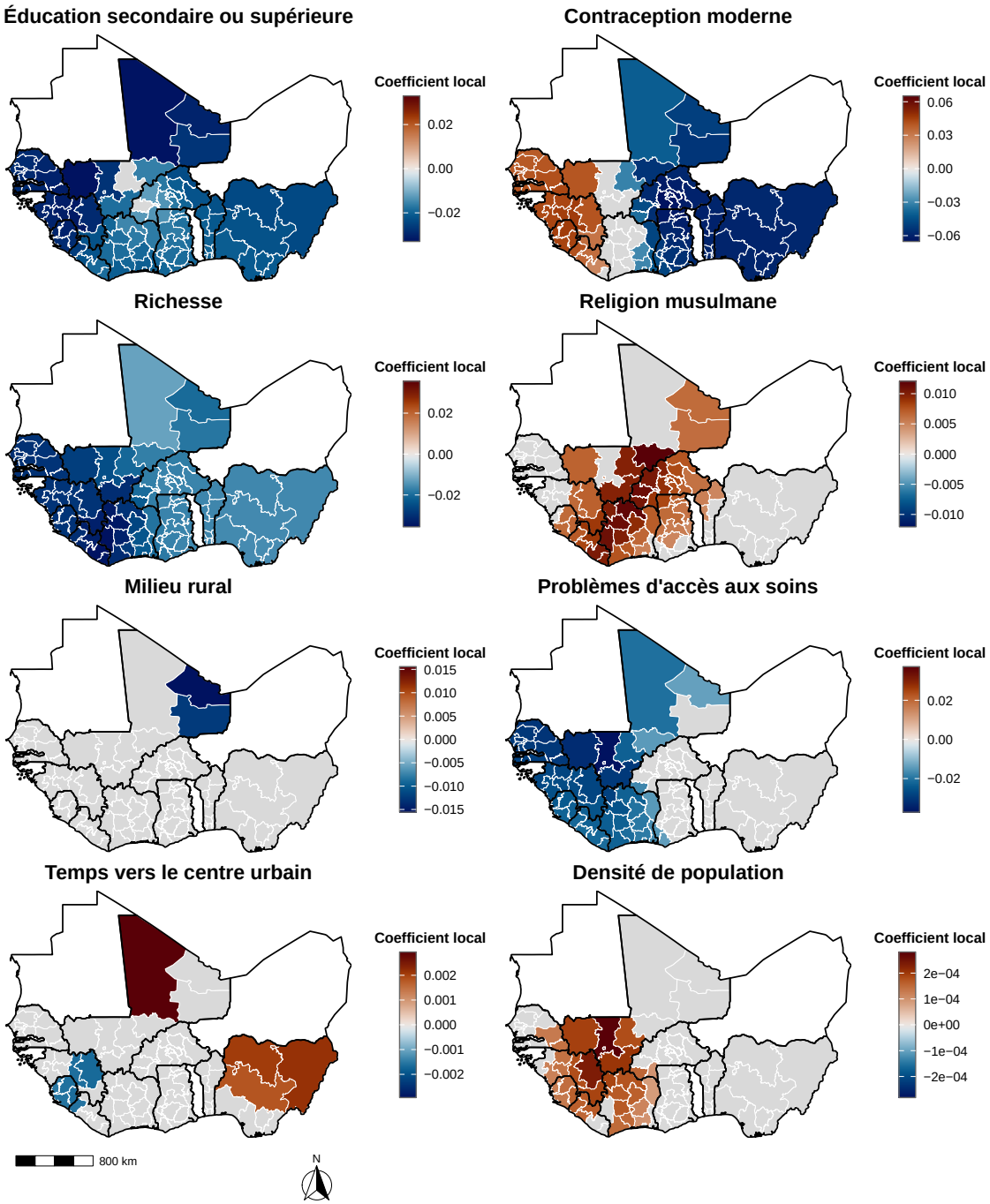


Figure 4.8 *Cartographie des coefficients locaux significatifs pour le modèle 3*

Le tableau ci-dessous (4.14) compare les performances des trois modèles de régression géographiquement pondérée. Les valeurs de l'AIC (*Akaike Information Criterion*), de l'AIC corrigé et du BIC (*Bayesian Information Criterion*) permettent d'évaluer l'ajustement des modèles, les valeurs les plus faibles indiquant le meilleur ajustement. Selon ces critères, le modèle 3 apparaît comme le plus performant.

Toutefois, l'ajout de la proportion de femmes utilisant une méthode de contraception moderne n'améliore que modestement la capacité explicative du modèle. Ainsi, le R^2 ajusté passe de $0{,}77612$ dans le modèle 2 à $0{,}78195$ dans le modèle 3, soit une progression de $0{,}00583$ point. Cette faible amélioration suggère que le recours à la contraception moderne contribue à expliquer une part limitée des variations régionales de la fécondité, malgré un ajustement global légèrement supérieur du modèle 3.

Tableau 4.14 *Comparaison des trois modèles de régression géographiquement pondérée*

Indicateur	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Variable supplémentaire	—	Mariage	Contraception moderne
Nombre d'observations	110	110	110
Bande passante adaptative	61	79	79
Nombre effectif de paramètres	33,12291	27,50131	28,06815
Degrés de liberté effectifs	76,87709	82,49869	81,93185
Somme des carrés des résidus	19,46248	18,88469	18,26515
R^2	0,82748	0,83260	0,83810
R^2 ajusté	0,75217	0,77612	0,78195
AIC	148,5772	140,9514	137,7544
AICc	197,4403	179,1914	177,0842
BIC	138,2303	114,6530	113,2035

Note : Le modèle 1 inclut les variables déterminants lointains de la fécondité. Le modèle 2 ajoute la proportion de femmes mariées et le modèle 3 ajoute la proportion de femmes utilisant une contraception moderne.

5

Discussion

5.1 Discussion des résultats

Cette discussion a pour but d'interpréter les résultats obtenus au regard des hypothèses formulées et de les confronter à la revue de littérature.

La première hypothèse postulait que le niveau de fécondité observé dans une région était associé à celui des régions voisines, même après la prise en compte des variables explicatives. Cette hypothèse a été vérifiée à l'aide tout d'abord, de l'analyse du coefficient I de Moran appliqué à l'indice synthétique de fécondité régional qui a mis en évidence une autocorrélation spatiale positive. Ensuite, cette dépendance spatiale a également été observée dans les modèles de régressions à l'aide des tests du multiplicateur de Lagrange. Les résultats indiquent la présence d'une structure spatiale significative pour le modèle incluant les déterminants éloignés de la fécondité, ainsi que les modèles incluant les déterminants proches, à savoir le statut matrimonial et la contraception. Ces résultats suggèrent que les niveaux de fécondité régionaux ne sont pas répartis de manière aléatoire dans l'espace, mais tendent à se regrouper géographiquement. Ainsi, les régions caractérisées par une fécondité élevée sont généralement entourées de régions présentant également des niveaux élevés de fécondité, et inversement. La persistance de cette autocorrélation dans les modèles de régressions après l'introduction de plusieurs variables explicatives indique que des mécanismes spatiaux, tels que la diffusion des normes sociales ou encore des caractéristiques contextuelles ou socio-économiques communes non prises en compte dans les modèles, pourraient

également contribuer à expliquer les disparités régionales de fécondité en Afrique de l'Ouest.

La seconde hypothèse postulait que les régions présentant un degré élevé d'isolement géographique tendent à enregistrer des niveaux de fécondité plus élevés. Pour évaluer cette hypothèse, trois variables ont été mobilisées afin d'appréhender différentes dimensions de l'isolement géographique : la proportion de femmes résidant en milieu rural, le temps moyen de trajet vers le centre urbain le plus proche et la densité de population.

Le milieu de résidence est la seule variable mobilisée pour appréhender l'isolement géographique qui se révèle significative dans l'ensemble des modèles de régression spatiale. Toutefois, contrairement à l'hypothèse formulée, les résultats des modèles à erreur spatiale (SEM) mettent en évidence une relation négative entre la proportion de femmes résidant en milieu rural et l'indice synthétique de fécondité régional. Ainsi, une augmentation de la part de femmes vivant en milieu rural est associée à une diminution de la fécondité au niveau régional. Les résultats de la régression géographiquement pondérée (GWR) nuancent toutefois cette conclusion en mettant en évidence une hétérogénéité spatiale de cette relation. Dans les deux premiers modèles, l'effet du milieu rural est principalement négatif dans plusieurs régions de l'est de l'Afrique de l'Ouest, notamment au Bénin, au Nigéria, au Ghana, ainsi que dans certaines régions à l'est du Burkina Faso et du Mali. À l'inverse, un effet positif est observé dans quelques régions de Guinée et dans une région de l'ouest du Mali. Dans le troisième modèle intégrant la contraception moderne comme variable intermédiaire, l'effet du milieu rural devient beaucoup moins marqué et ne demeure significatif que dans deux régions du Mali, où il reste négatif. Ces résultats suggèrent que l'influence du milieu de résidence sur la fécondité varie selon les contextes territoriaux. La majorité des résultats présentant un effet négatif contraste avec les conclusions de plusieurs travaux antérieurs. En effet, Corker (2017) met en évidence des niveaux de fécondité généralement plus élevés dans les zones rurales que dans les espaces urbains. La différence observée entre les résultats de l'étude et ceux de la littérature peut notamment s'expliquer par les différences de niveau d'analyse. Alors que les études précédentes reposent généralement sur des données individuelles permettant d'examiner directement les comportements et caractéristiques des femmes, ce mémoire s'appuie sur une analyse agrégée au niveau régional.

La seconde variable mobilisée pour mesurer l'isolement géographique est le temps moyen de trajet vers le centre urbain le plus proche. Selon Crombach et Smits (2024) l'éloignement géographique et social des femmes, mesuré en partie par la

distance à un centre urbain, est associé à un nombre d'enfants plus élevé ainsi qu'à un désir plus important de fécondité. Les résultats obtenus dans cette étude ne permettent toutefois pas de confirmer clairement cette relation. Dans les modèles à erreur spatiale (SEM), le temps moyen de trajet ne présente aucun effet statistiquement significatif, quel que soit le modèle estimé. Les résultats de la régression géographiquement pondérée (GWR) révèlent néanmoins certaines variations locales. Dans les deux premiers modèles, un effet positif significatif est observé uniquement dans quelques régions du nord du Mali, suggérant qu'une augmentation du temps de trajet vers un centre urbain est associée à une hausse de la fécondité dans ces territoires. Dans le troisième modèle intégrant la contraception moderne, seule la région de Tombouctou au Mali affichait un coefficient significatif positif. En revanche, plusieurs régions du Nigéria (hors régions côtières) sont apparues significativement et positivement liées à la fécondité. Ces résultats sont davantage conformes à l'hypothèse formulée et aux conclusions de la littérature. À l'inverse, plusieurs régions de Sierra Leone et de Guinée présentent des coefficients significativement négatifs, indiquant qu'une augmentation du temps de trajet est associée à une diminution de la fécondité. Cette relation suggère que le temps de trajet vers un centre urbain ne capte pas uniformément l'isolement géographique dans l'ensemble de l'Afrique de l'Ouest. Une explication possible est avancée par Crombach et Smits (2024), qui montrent que l'effet de l'éloignement géographique sur la fécondité tend à disparaître, lorsque les femmes disposent d'un meilleur accès à l'information. Dans l'ensemble, les résultats sur le temps de trajet vers un centre urbain demeurent relativement limités et ne permettent pas de conclure à l'existence d'une relation systématique entre l'éloignement des centres urbains et les niveaux de fécondité régionaux.

En ce qui concerne la densité de population, cette variable ne présente pas d'effet significatif dans les modèles à erreur spatiale (SEM). Toutefois, des résultats localement significatifs apparaissent dans les régressions géographiquement pondérées (GWR). Les trois modèles estimés indiquent une relation positive entre densité et fécondité. Autrement dit, lorsque la densité de population augmente, la fécondité augmente également. Les régions significatives étaient principalement localisées à l'ouest de la zone d'étude : au Sénégal, en Guinée, dans le sud-ouest du Mali, en Côte d'Ivoire, en Sierra Leone et au Libéria. Ces résultats vont à l'encontre de ceux de de la Croix et Gobbi (2017), qui avaient montré une relation négative entre les deux variables dans leur étude menée auprès de 44 pays en développement (dont plusieurs en Afrique subsaharienne). Cette différence pourrait s'expliquer par des différences d'échelle géographique. Alors que leur étude reposait sur des

comparaisons entre pays, notre recherche s'intéresse aux variations observées à l'intérieur des pays, au niveau régional.

À noter toutefois que, pour ces deux variables territoriales de temps de trajet et de densité de population, les coefficients locaux sont très petits, ce qui rend leur effet sur la fécondité très marginal. Dans l'ensemble, ces résultats apportent peu d'éléments en faveur de l'hypothèse selon laquelle l'isolement géographique, appréhendé à travers ces trois dimensions, serait associé à des niveaux de fécondité plus élevés.

En ce qui concerne la littérature empirique et plus précisément les déterminants proches et lointains de la fécondité, plusieurs résultats méritent d'être soulignés.

Parmi les sept déterminants éloignés intégrés dans les modèles de régression, deux variables apparaissent comme particulièrement robustes, puisqu'elles se révèlent statistiquement significatives dans l'ensemble des modèles SEM estimés et dans de nombreuses régions dans les modèles de régression géographiquement pondérée. Il s'agit de la proportion de femmes ayant atteint un niveau d'éducation secondaire ou supérieur et de la proportion de femmes appartenant à des ménages caractérisés par un niveau de richesse élevé.

Dans la régression SEM, le coefficient estimé pour la proportion de femmes ayant un niveau d'éducation supérieur indique une relation négative avec la fécondité. Cette association demeure significative même après l'introduction des déterminants proches de la fécondité, ce qui souligne l'importance de ce facteur dans l'explication des variations régionales de la fécondité. Les conclusions sont similaires dans les modèles de régressions géographiquement pondérées. L'effet de l'éducation observé est négatif dans tous les modèles mais son intensité varie selon les régions. L'introduction des déterminants proches de la fécondité modifie légèrement la distribution spatiale de cet effet avec un effet plus marqué dans les pays se situant à l'est dans le cas des deux premiers modèles. Tandis que pour le modèle intégrant la contraception moderne comme variable intermédiaire l'effet négatif semble s'atténuer au Bénin, au Ghana et au Burkina Faso. Ces résultats sont en accord avec les conclusions de la littérature scientifique. De nombreuses études ont montré qu'un niveau d'instruction plus élevé chez les femmes est généralement associé à une réduction des intentions de fécondité (Adebola et al., 2023 ; Ahinkorah et al., 2020, 2021). Des analyses spatiales réalisées en Afrique subsaharienne aboutissent également à des conclusions similaires en mettant en évidence une relation négative entre le niveau d'éducation des femmes et la fécondité (Akpa & Ikpotokin, 2012 ; Alaba et al., 2017).

Une tendance comparable est observée pour le niveau de richesse des ménages. Les résultats des modèles à erreur spatiale (SEM) confirment l'existence d'une relation inverse entre richesse et fécondité, les régions comptant une proportion plus élevée de femmes issues de ménages aisés présentant des niveaux de fécondité plus faibles. Cette relation se retrouve également dans les modèles de régression géographiquement pondérée (GWR). Dans les trois modèles, la richesse apparaît comme particulièrement robuste avec une influence négative dans la quasi-totalité des régions. Son intensité varie toutefois selon les modèles. Dans le modèle ne comprenant que les déterminants éloignés, l'effet négatif est particulièrement marqué dans plusieurs régions du Burkina Faso et du Ghana. Après l'introduction du statut matrimonial, cet effet tend à être plus prononcé dans les régions du sud-ouest de la zone d'étude. Enfin, dans le modèle intégrant l'utilisation de la contraception moderne, l'influence négative de la richesse se renforce davantage dans plusieurs régions de l'ouest de l'Afrique de l'Ouest. Ces résultats présentant une relation négative entre richesse et fécondité régionale rejoignent ceux de Akpa et Ikpotokin (2012), qui montrent que les femmes appartenant aux ménages les plus pauvres tendent à avoir davantage d'enfants que celles issues de ménages plus favorisés. L'amélioration des conditions socio-économiques semble ainsi constituer un facteur important de réduction de la fécondité dans les régions étudiées, indépendamment de la prise en compte des déterminants proches tels que le mariage ou la contraception.

Enfin, ces résultats concernant la richesse des ménages et l'éducation peuvent également être interprétés à la lumière du modèle « quantité-qualité » développé par Becker et Lewis (1973). Plus le niveau d'éducation de la mère ou la richesse du ménage augmente, plus les parents accordent davantage d'importance à la « qualité » des enfants. Or, l'amélioration de cette qualité accroît le coût d'un enfant supplémentaire, ce qui conduit à une réduction du nombre d'enfants désirés et, par conséquent, de la fécondité.

Les résultats mettent également en évidence l'influence de la religion sur la fécondité, en particulier de l'appartenance à la confession musulmane. La littérature rapporte généralement des niveaux de fécondité plus élevés chez les femmes musulmanes que chez les femmes chrétiennes (Ahinkorah et al., 2021 ; Alaba et al., 2017 ; Turner & Götmark, 2023). Les résultats de cette étude tendent à confirmer partiellement ces observations. Dans les modèles à erreur spatiale (SEM), ainsi que dans les modèles de régression géographiquement pondérée (GWR), la proportion de femmes musulmanes est associée à une fécondité plus élevée dans le modèle comprenant uniquement les déterminants éloignés ainsi que dans celui intégrant l'utilisation de la contraception moderne. Dans les modèles SEM, cet effet demeure

toutefois faible et seulement marginalement significatif. L'introduction du statut matrimonial modifie cependant cette relation. Dans le modèle SEM incluant la proportion de femmes mariées, l'effet de la religion musulmane perd sa significativité statistique. Les résultats du modèle GWR vont encore plus loin en mettant en évidence une inversion de la relation dans plusieurs régions, notamment au Nigéria, au Bénin et dans l'est du Ghana, où la proportion de femmes musulmanes est associée à des niveaux de fécondité plus faibles. Ces résultats suggèrent qu'une partie de l'association positive observée entre l'appartenance à la religion musulmane et la fécondité pourrait s'expliquer par les différences de structure matrimoniale.

Enfin, les difficultés d'accès aux soins de santé apparaissent comme un déterminant marginalement significatif de la fécondité régionale dans les modèles de régression à erreur spatiale (SEM). Contrairement aux attentes, la relation observée est négative : une proportion plus élevée de femmes déclarant que la distance constitue un obstacle important pour accéder à un centre de soins est associée à un indice synthétique de fécondité plus faible. Cela se reflète également dans les résultats des modèles de régression géographiquement pondérée. Les résultats obtenus sont fortement similaires dans le modèle 1 et dans le modèle 2, avec des effets significatifs obtenus pour les pays de l'ouest de la zone étudiée. En revanche, après avoir introduit la proportion de femmes utilisant une méthode de contraception moderne, le nombre de régions significatives augmente. Le sud du Mali et le nord de la Guinée restent toutefois des zones où l'effet de la proportion de femmes déclarant avoir des difficultés d'accès aux soins de santé a un effet important sur la diminution de la fécondité. Ces résultats contrastent avec plusieurs travaux antérieurs. Yao et al. (2013) montrent notamment qu'un meilleur accès géographique aux infrastructures de santé favorise le recours aux services de planification familiale. De même, Kraft et al. (2022) montrent qu'un accès facilité aux centres de santé est associé à un recours plus important à la contraception et, indirectement, à une baisse de la fécondité. La relation observée dans notre étude ne va donc pas dans le sens attendu de la revue de littérature. Plusieurs éléments peuvent toutefois contribuer à expliquer cette différence. Tout d'abord, la variable mobilisée ne mesure pas directement l'accès aux services de santé, mais la proportion de femmes déclarant que la distance constitue un problème pour y accéder. Ensuite, les analyses étant réalisées à l'échelle régionale, il est possible que cette variable reflète également d'autres caractéristiques territoriales, telles que la qualité du réseau routier ou la présence d'obstacles naturels.

Pour rappel, dans le cadre des déterminants de la fécondité de Bongaarts (1978), quatre déterminants sont considérés comme intermédiaires ou proches de la fécondité. Il s'agit de l'entrée en union, l'utilisation de la contraception, l'avortement et l'infécondabilité post-partum. Dans le cadre de ce mémoire, deux déterminants proches ont été inclus séparément dans le modèle pour en observer l'effet.

Le premier est l'entrée en union, représentée dans l'analyse agrégée par la proportion de femmes mariées dans chaque région. Cette variable se révèle statistiquement significative dans l'ensemble des modèles estimés, qu'il s'agisse de la régression univariée, du modèle OLS multivarié, du modèle à erreur spatiale ou de la régression spatialement pondérée. Par ailleurs, son effet sur la fécondité est systématiquement positif. Ce résultat est conforme au cadre théorique des déterminants proximaux de la fécondité proposé par Bongaarts (1978), qui considère la nuptialité comme un mécanisme central influençant les niveaux de fécondité. Selon cette perspective, une proportion plus élevée de femmes mariées est généralement associée à une fécondité plus importante. Ces résultats rejoignent également les conclusions de Shapiro et Gebreselassie (2014), selon lesquels les variations de la proportion de femmes mariées peuvent expliquer une part importante des différences de fécondité observées, particulièrement au Ghana où le recul de l'entrée en union a contribué de manière notable au déclin de la fécondité. Du point de vue de la régression géographiquement pondérée, l'effet de la proportion des femmes mariées sur la fécondité est important au Ghana mais pas uniquement. Un effet similaire peut être observé au Nigéria, au Bénin, à l'est du Burkina Faso et au nord du Mali.

Le second déterminant proche est celui de l'utilisation de la contraception. Dans le modèle OLS, la proportion de femmes utilisant une méthode contraceptive moderne présente un coefficient négatif et statistiquement significatif ($\beta = -0{,}027$; $p = 0{,}034$). Ce résultat suggère qu'une augmentation de l'utilisation de la contraception moderne est associée à une diminution de l'ISF régional. Cette observation est cohérente avec les travaux de Bongaarts (2017b), qui identifie l'utilisation de la contraception comme un déterminant de la baisse de la fécondité. Cependant, après la prise en compte de l'autocorrélation spatiale à travers le modèle SEM, cet effet disparaît complètement ($\beta = 0{,}0003$; $p = 0{,}976$). Le coefficient devient pratiquement nul et n'est plus statistiquement significatif. Cette évolution indique que la relation observée dans la régression OLS était probablement influencée par la structure spatiale des données ou l'influence de facteurs contextuels non observés, spatialement corrélés, tels que les caractéristiques socio-économiques, culturelles ou institutionnelles des régions. Les résultats de la régression géographiquement

pondérée (GWR) confirment d'ailleurs que la relation entre contraception moderne et fécondité n'est pas homogène dans l'espace en permettant d'identifier deux profils distincts. D'une part, les pays de l'ouest où l'augmentation de la proportion de femmes utilisant une contraception moderne a un impact positif sur la fécondité. D'autre part, les pays de l'est de la zone étudiée où l'utilisation de la contraception moderne a un effet négatif sur la fécondité régionale. Cette hétérogénéité spatiale suggère que les effets de la contraception dépendent fortement du contexte régional dans lequel elle est utilisée. Cette interprétation rejoint les conclusions de Sedgh et Hussain (2014), selon lesquelles la non-utilisation de la contraception en Afrique de l'Ouest ne dépend pas uniquement des préférences individuelles, mais également de facteurs socioculturels comme les normes mais aussi de facteurs structurels comme l'accès et l'information. Dès lors, l'absence d'un effet significatif dans le modèle SEM ne signifie pas que la contraception n'a aucune influence dans la régulation de la fécondité, mais plutôt que son influence varie selon les contextes locaux.

Au-delà de l'influence des déterminants proches et lointains de la fécondité, ce mémoire met en évidence l'importance de la dimension spatiale dans la compréhension de la fécondité en Afrique de l'Ouest. En effet, les résultats ont démontré une certaine structure spatiale des niveaux de fécondité régionaux. Toutefois, les analyses ont montré que cette dépendance spatiale provenait des résidus du modèle et que l'autocorrélation spatiale observée pourrait résulter d'un manque de facteurs explicatifs dont la distribution spatiale permettrait d'expliquer l'hétérogénéité spatiale de la fécondité. Cette observation rejoint les approches idéationnelles de Cleland et Wilson (1987), qui soulignent l'importance des normes, valeurs et représentations culturelles dans les comportements reproductifs. Ces éléments, difficilement mesurables dans les données disponibles, pourraient expliquer une partie de la structure spatiale résiduelle observée. Des éléments contextuels propres à chacun des pays étudiés semblent importants à mentionner. Cela concerne les politiques publiques en termes de planification familiale mais aussi plus largement de santé.

La présence d'autocorrélation spatiale positive s'est notamment reflétée dans les résultats obtenus avec les modèles de régression géographiquement pondérée. De manière générale, les régions géographiquement proches présentent des coefficients locaux similaires. Toutefois, cette similarité tend progressivement à s'atténuer à mesure que la distance entre les régions augmente. L'existence de cette autocorrélation spatiale positive est compatible avec les théories diffusionnistes de la transition de la fécondité de Pollak et Watkins (1993) et Watkins (1991). Même si l'analyse réalisée dans le cadre de ce mémoire ne permet pas

d'observer directement les mécanismes de diffusion des normes reproductives, les regroupements spatiaux identifiés suggèrent que les régions proches pourraient partager ou échanger des comportements, valeurs et représentations semblables concernant la famille et la fécondité.

Enfin, les regroupements spatiaux observés dans la régression géographiquement pondérée (GWR) ne coïncident pas nécessairement avec les frontières administratives nationales. Cette observation suggère que les comportements reproductifs s'organisent parfois au sein d'espaces transfrontaliers plutôt qu'à l'intérieur des limites étatiques. Cela indique que les populations de chaque côté des frontières peuvent partager des caractéristiques religieuses, ethniques ou autres qui sont similaires et susceptibles d'influencer les comportements reproductifs. Ces résultats soulignent l'utilité de réaliser une analyse comparative au niveau régional plutôt que national.

Il faut toutefois garder à l'esprit que ces différences ne peuvent pas uniquement s'expliquer par le prisme du spatial. Les pays étudiés se situent également à des stades différents de la transition démographique (Tabutin & Schoumaker, 2020) et connaissent des réalités contextuelles parfois différentes de celles de leurs voisins.

5.2 Limites

Ce mémoire comporte plusieurs limites qu'il est important de mentionner.

Une série de limites concernent l'agrégation des données. La première concerne le Problème d'Unité Spatiale Modifiable (MAUP) qui survient lors d'agrégation de données individuelles sur base d'un critère géographique (Wong, 2009). Une seule valeur est alors utilisée pour représenter un ensemble d'individus : plus la variation entre les individus est importante, moins la valeur agrégée est représentative des observations individuelles. En sciences sociales, ce biais est appelé le biais écologique. Il apparaît lorsque l'on tire des conclusions sur les individus à partir de données agrégées. Étant donné que la fécondité est un comportement individuel et que nos variables explicatives sont des proportions régionales, il faut faire particulièrement attention à l'interprétation des résultats, qui ne permettent pas de tirer de conclusions sur les comportements individuels de fécondité.

La seconde limite concerne la perte d'informations lors de l'agrégation des données individuelles au niveau régional. Bien que ce choix ait permis une comparaison entre différents pays, cette agrégation masque la potentielle hétérogénéité intra-régionale. En effet, certaines régions regroupent des caractéristiques contrastées,

notamment en termes de zones urbaines et rurales qui présentent des contextes socio-économiques très différents. Une analyse réalisée à une échelle plus fine, par exemple au niveau des clusters EDS, aurait ainsi permis de mieux comprendre les disparités locales susceptibles d'influencer les comportements reproductifs.

Une autre limite concerne les résultats des analyses spatiales. Malgré l'intégration de plusieurs déterminants proches et lointains de la fécondité dans les modèles, les tests d'autocorrélation spatiale ont mis en évidence la persistance d'une dépendance spatiale significative. Ce résultat suggère que certains facteurs explicatifs influençant la fécondité n'ont pas été pris en compte dans les modèles de régression. Ces variables omises pourraient notamment être liées aux normes sociales, aux caractéristiques ethniques, à la qualité des infrastructures ou à d'autres spécificités territoriales. Dès lors, les modèles pourraient être améliorés par l'intégration de variables contextuelles supplémentaires permettant de mieux rendre compte de l'hétérogénéité spatiale de la fécondité en Afrique de l'Ouest.

Enfin, deux limites sont liées à la dimension temporelle des données utilisées. Premièrement, les enquêtes EDS mobilisées dans cette étude n'ont pas été réalisées la même année, allant de 2017 pour le Bénin à 2024 pour le Nigéria, ce qui implique que les comparaisons entre pays reposent sur des informations collectées à des moments différents. Une partie des écarts observés entre les pays pourrait donc être expliquée par la différence temporelle plutôt que spatiale. Deuxièmement, cette recherche repose sur des données transversales. Dès lors, il n'a pas été possible d'étudier directement l'effet de diffusion des normes et comportements entre les régions. Bien que l'autocorrélation spatiale observée puisse suggérer l'existence de tels processus, leur mise en évidence nécessiterait une approche spatio-temporelle permettant de suivre leur évolution dans le temps.

6

Conclusion

Ce mémoire s'est intéressé à l'analyse spatiale de la fécondité régionale en Afrique de l'Ouest à travers une analyse agrégée des données issues des Enquêtes Démographiques et de Santé. Plus précisément, cette recherche visait à répondre à la question suivante : « Quelle est l'influence des déterminants socio-économiques et spatiaux sur la fécondité, et dans quelle mesure ces facteurs contribuent-ils aux variations régionales de la fécondité en Afrique de l'Ouest ? ». Afin de répondre à cette question de recherche, deux hypothèses principales ont été formulées.

La première hypothèse postulait que les niveaux de fécondité observés dans une région sont associés à ceux des régions voisines, même après la prise en compte des caractéristiques régionales et socio-économiques. Les résultats obtenus permettent de confirmer cette hypothèse de manière partielle. En effet, les analyses d'autocorrélation spatiale, les tests du multiplicateur de Lagrange ainsi que les modèles à erreur spatiale ont mis en évidence la persistance d'une dépendance spatiale significative après l'introduction de plusieurs déterminants de la fécondité. Ces résultats montrent que les variations régionales de la fécondité ne sont pas distribuées aléatoirement dans l'espace. Toutefois, les tests du multiplicateur de Lagrange ont également montré que cette autocorrélation spatiale était résiduelle et provenait principalement de facteurs explicatifs non observés et non intégrés dans les modèles. La structure spatiale détectée semble donc refléter davantage un manque de variables explicatives présentant elles-mêmes une organisation spatiale que l'existence d'une relation spatiale entre les régions.

La seconde hypothèse postulait que les régions présentant un degré élevé d'isolement géographique tendent à enregistrer des niveaux de fécondité plus élevés.

Cet isolement a été évalué au travers de trois variables : la proportion de femmes vivant en milieu rural, le temps de trajet vers le centre urbain le plus proche et la densité de population. Les modèles à erreur spatiale (SEM) ne confirment pas cette hypothèse. Seule la proportion de femmes vivant en milieu rural est significativement associée à la fécondité, mais dans un sens négatif, contrairement à plusieurs études antérieures qui observent une fécondité plus élevée en milieu rural. Les modèles de régression spatialement pondérée confirment globalement cette relation négative entre la résidence en milieu rural et la fécondité, bien que son intensité et sa localisation varient selon les modèles et l'introduction des variables intermédiaires. Le temps de trajet vers un centre urbain et la densité de population ne sont pas significatifs dans les modèles OLS multivariés et à erreur spatiale (SEM). Toutefois, les régressions géographiquement pondérées révèlent certains effets géographiquement concentrés : le temps de trajet est positivement associé à la fécondité dans certaines régions du Mali et du Nigéria, mais négativement dans certaines régions de Guinée et de Sierra Leone et ce, lorsque l'on tient compte de la proportion de femmes utilisant une méthode de contraception moderne. La densité de population présente, quant à elle, une relation positive avec la fécondité dans plusieurs régions d'Afrique de l'Ouest. Cependant, les coefficients locaux sont très faibles, ce qui indique que leur effet sur la fécondité reste marginal. Ainsi, les indicateurs les plus directement liés à l'isolement géographique ne permettent pas de valider l'hypothèse. La relation doit par ailleurs être interprétée avec prudence, car ces variables constituent seulement un indicateur indirect de l'isolement géographique. Enfin, les divergences avec la littérature pourraient s'expliquer par le niveau d'analyse : les études antérieures mobilisent généralement des données individuelles permettant d'étudier directement les comportements des femmes, tandis que cette étude repose sur des données agrégées au niveau régional.

Les deux déterminants proches de la fécondité retenus dans cette étude, à savoir le statut matrimonial et l'utilisation de la contraception moderne, présentent des résultats contrastés. Dans les modèles à erreur spatiale (SEM), la proportion de femmes mariées est associée de manière positive et significative à l'indice synthétique de fécondité régional, confirmant l'importance du mariage comme déterminant proximal de la fécondité. À l'inverse, l'utilisation de la contraception moderne ne présente pas d'effet statistiquement significatif une fois l'autocorrélation spatiale prise en compte. Les résultats issus des régressions géographiquement pondérées (GWR) nuancent toutefois cette conclusion. En effet, les deux variables apparaissent significatives dans plusieurs régions, mais leur effet varie selon les contextes territoriaux. L'effet de la proportion de femmes mariées demeure majoritairement positif sur l'ensemble du territoire étudié. En revanche, l'utilisation

de la contraception moderne présente une forte hétérogénéité spatiale : elle est associée à une diminution de la fécondité dans plusieurs régions situées à l'est de la zone d'étude, tandis qu'un effet positif est observé dans certaines régions de l'ouest. Ces résultats suggèrent que l'influence des déterminants proches de la fécondité n'est pas uniforme en Afrique de l'Ouest et qu'elle dépend du contexte géographique dans lequel ils s'inscrivent.

Enfin, concernant les déterminants éloignés de la fécondité étudiés dans ce mémoire, les principaux résultats concernent le niveau d'éducation, la richesse, la religion et le milieu de résidence. Dans les modèles à erreur spatiale (SEM) comme dans les modèles de régression géographiquement pondérée (GWR), la proportion de femmes ayant atteint un niveau d'éducation secondaire ou supérieur ainsi que la proportion de femmes appartenant à un ménage riche sont systématiquement associées à des niveaux de fécondité plus faibles. Ces résultats soulignent le rôle central des facteurs socio-économiques dans l'explication des disparités régionales de fécondité en Afrique de l'Ouest. Concernant la religion, la proportion de femmes musulmanes présente un effet positif dans les modèles SEM ainsi que dans plusieurs régions identifiées par la régression GWR. Toutefois, lorsque le statut matrimonial est introduit dans les modèles, cet effet tend à s'atténuer et à devenir globalement négatif, suggérant que la relation entre religion et fécondité est en partie liée aux caractéristiques matrimoniales des populations étudiées.

L'originalité de ce mémoire réside dans l'intégration d'une dimension spatiale à l'analyse comparative de la fécondité en Afrique de l'Ouest. Alors que la plupart des travaux consacrés à la fécondité dans cette région se concentrent principalement sur les caractéristiques individuelles des femmes ou sur les différences entre pays, cette recherche a cherché à comprendre comment les caractéristiques régionales contribuent aux variations des niveaux de fécondité entre régions. De plus en plus d'études mobilisent des méthodes statistiques intégrant la dimension spatiale. La présente étude s'inscrit dans cette dynamique et vise à contribuer au développement de ces approches appliquées à l'analyse géographique.

Plusieurs pistes de recherche peuvent être envisagées afin de prolonger cette recherche. Tout d'abord, l'utilisation de données longitudinales ou spatio-temporelles permettrait d'étudier le processus de diffusion spatiale des normes et comportements de fécondité. Ensuite, une approche multiniveau combinant des données individuelles et contextuelles permettrait d'analyser l'effet des caractéristiques propres aux femmes et celui des contextes territoriaux dans lesquels elles vivent, tout en limitant les problèmes liés à l'agrégation des données. Par ailleurs, de futures recherches pourraient intégrer d'autres déterminants proches de la fécondité

identifiés par le cadre théorique de Bongaarts (1978), notamment l'insusceptibilité post-partum et l'avortement. Ces variables pourraient contribuer à une meilleure compréhension des mécanismes influençant les niveaux de fécondité observés dans les différentes régions d'Afrique de l'Ouest. Enfin, l'ajout de variables contextuelles supplémentaires, telles que les caractéristiques ethniques, l'accès aux infrastructures, l'exposition aux médias ou encore la qualité des services de santé reproductive, permettrait de mieux comprendre l'autocorrélation spatiale résiduelle observée dans les modèles.

En conclusion, ces résultats soulignent que les disparités régionales de fécondité en Afrique de l'Ouest résultent de l'interaction complexe entre facteurs socio-économiques, individuels et contextes territoriaux et mettent en évidence l'intérêt des approches spatiales pour mieux comprendre l'hétérogénéité des comportements de fécondité.

Bibliographie

Articles de revues

Adebisi, Y. A., Alaran, A., Badmos, A., Bamisaiye, A. O., Emmanuella, N., Etukakpan, A. U., Oladunjoye, I. O., Oluwaseyifunmi, O., Musa, S. K., Akinmuleya, T., Olaoye, O. C., Olarewaju, O. A., & Lucero-Prisno, D. E., III. (2021). How West African Countries Prioritize Health. *Tropical Medicine and Health*, *49*(1), 87.

Adebola, O. G., Ewemooje, O. S., & Adebola, F. B. (2023). Predictors and Differences in Fertility Level among Nigerian Women of Reproductive Age: A Function of Subgroup Social Norms Fertility Behaviour. *Human Fertility*, *26*(5), 1114-1128.

Adebowale, A. S. (2019). Ethnic disparities in fertility and its determinants in Nigeria. *Fertility Research and Practice*, *5*(1), 3.

Ahinkorah, B. O., Seidu, A.-A., Armah-Ansah, E. K., Ameyaw, E. K., Budu, E., & Yaya, S. (2021). Socio-economic and demographic factors associated with fertility preferences among women of reproductive age in Ghana: evidence from the 2014 Demographic and Health Survey. *Reproductive Health*, *18*(1), 2.

Ahinkorah, B. O., Seidu, A.-A., Armah-Ansah, E. K., Budu, E., Ameyaw, E. K., Agbaglo, E., & Yaya, S. (2020). Drivers of desire for more children among childbearing women in sub-Saharan Africa: implications for fertility control. *BMC Pregnancy and Childbirth*, *20*(1), 778.

Akonor, N. O., & Biney, A. A. E. (2021). Ethnicity and fertility desires in Ghana. *Journal of Population Research*, *38*(3), 283-306.

Akpa, O. M., & Ikpotokin, O. (2012). Modeling the determinants of fertility among women of childbearing age in Nigeria: Analysis using generalized linear modeling approach. *International Journal of Humanities and Social Science*, *2*(18), 167-176.

Bibliographie

Alaba, O. O., Olubusoye, O. E., & Olaomi, J. O. (2017). Spatial patterns and determinants of fertility levels among women of childbearing age in Nigeria. *South African Family Practice*, *59*(4), 143-147.

Anselin, L. (1995). Local Indicators of Spatial Association—LISA. *Geographical Analysis*, *27*(2), 93-115.

Bado, A. R. (2025). Fertility Intentions among High-Parity Women in West Africa: Sociodemographic and Cultural Determinants from Recent Demographic and Health Surveys. *Futurity of Social Sciences*, *3*(3), 46-75.

Becker, G. S., & Lewis, H. G. (1973). On the Interaction between the Quantity and Quality of Children. *Journal of Political Economy*, *81*(2, Part 2), S279-S288.

Bongaarts, J. (1978). A Framework for Analyzing the Proximate Determinants of Fertility. *Population and Development Review*, *4*(1), 105-132.

Bongaarts, J. (2017a). Africa's Unique Fertility Transition. *Population and Development Review*, *43*(S1), 39-58.

Bongaarts, J. (2017b). The Effect of Contraception on Fertility: Is Sub-Saharan Africa Different? *Demographic Research*, *37*, 129-146.

Bongaarts, J., & Watkins, S. C. (1996). Social interactions and contemporary fertility transitions. *Population and Development Review*, *22*(4), 639-682.

Brunsdon, C., Fotheringham, A. S., & Charlton, M. E. (1996). Geographically Weighted Regression: A Method for Exploring Spatial Nonstationarity. *Geographical Analysis*, *28*(4), 281-298.

Bryant, J. (2007). Theories of Fertility Decline and the Evidence from Development Indicators. *Population and Development Review*, *33*(1), 101-127.

Caldwell, J. C. (1976). Fertility and the Household Economy in Nigeria. *Journal of Comparative Family Studies*, *7*(2), 193-253.

Caldwell, J. C. (1980). Mass Education as a Determinant of the Timing of Fertility Decline. *Population and Development Review*, *6*(2), 225-255.

Campisi, N., Kulu, H., Mikolai, J., Klüsener, S., & Myrskylä, M. (2020). Spatial variation in fertility across Europe: Patterns and determinants. *Population, Space and Place*, *26*(4), e2308.

Church, A. C., Ibitoye, M., Chettri, S., & Casterline, J. B. (2023). Traditional supports and contemporary disrupters of high fertility desires in sub-Saharan Africa: a scoping review. *Reproductive Health*, *20*(1), 86.

Cleland, J., & Wilson, C. (1987). Demand Theories of the Fertility Transition: An Iconoclastic View. *Population Studies*, *41*(1), 5-30.

Coale, A. J. (1973). The Demographic Transition Reconsidered. *International Population Conference, Liège, 1973*, *1*, 53-72.

Corker, J. (2017). Fertility and child mortality in urban West Africa: Leveraging geo-referenced data to move beyond the urban/rural dichotomy. *Population, Space and Place*, *23*(3), e2009.

Corker, J., Rossier, C., & Zan, L. M. (2022). Fertility among better-off women in sub-Saharan Africa: Nearing late transition levels across the region. *Demographic Research*, *46*, 849-864.

Crombach, L. G. A., & Smits, J. (2024). Understanding the urban-rural fertility divide in sub-Saharan Africa: The critical role of social isolation. *Population, Space and Place*, *30*(8), e2801.

de la Croix, D., & Gobbi, P. E. (2017). Population density, fertility, and demographic convergence in developing countries. *Journal of Development Economics*, *127*, 13-24.

Dossou, N. J., Kede, G. R., & Attanasso, M.-O. (2026). Women's education and religious beliefs as determinants of fertility with implications for sustainable development in Benin. *Discover Public Health*, *23*(1), 426.

Easterlin, R. A. (1966). On the Relation of Economic Factors to Recent and Projected Fertility Changes. *Demography*, *3*(1), 131-153.

Easterlin, R. A. (1975). An Economic Framework for Fertility Analysis. *Studies in Family Planning*, *6*(3), 54-63.

Easterlin, R. A. (1978). What Will 1984 Be Like? Socioeconomic Implications of Recent Twists in Age Structure. *Demography*, *15*(4), 397-432.

Ekong, A. H., & Olayiwola, O. M. (2020). A geographically weighted regression approach to examine the dynamics of fertility differentials across Africa. *Statistical Journal of the IAOS*, *36*(1 Suppl), 87-102.

Evans, A., & Gray, E. (2018). Modelling variation in fertility rates using geographically weighted regression. *Spatial Demography*, *6*(2), 121-140.

Finlay, J. E., Mejía-Guevara, I., & Akachi, Y. (2018). Inequality in total fertility rates and the proximate determinants of fertility in 21 sub-Saharan African countries. *PLOS ONE*, *13*(9), e0203344.

Garenne, M., & van de Walle, E. (1989). Polygyny and Fertility Among the Sereer of Senegal. *Population Studies*, *43*(2), 267-283.

Gautam, C., & Shah, B. N. (2025). Economic Growth and Fertility Rebound: Evidence from Developing Countries. *The Journal of Economics, Marketing and Management*, *13*(1), 23-30.

Götmark, F., & Andersson, M. (2020). Human fertility in relation to education, economy, religion, contraception, and family planning programs. *BMC Public Health*, *20*(1), 265.

Grovogui, F. M., Dioubate, N., Manet, H., Kpogomou, P., Millimouno, T. M., Semaan, A., Beňová, L., Delamou, A., & Macharia, P. M. (2025). Inequities in Spatial

Access to Childbirth Care in the Grand Conakry Conurbation, Guinea. *Nature Cities*, *2*(5), 422-433.

Hayes, A. F., & Cai, L. (2007). Using Heteroskedasticity-Consistent Standard Error Estimators in OLS Regression: An Introduction and Software Implementation. *Behavior Research Methods*, *39*(4), 709-722.

Hill, M. J. (2015). Easterlin revisited: Relative income and the baby boom. *Explorations in Economic History*, *56*, 71-85.

Hoffman, L. W. (1987). The value of children to parents and childrearing patterns. *Social Behaviour*, *2*, 123-141.

Jung, M., Ko, W., Choi, Y., & Cho, Y. (2019). Spatial variations in fertility of South Korea: A geographically weighted regression approach. *ISPRS International Journal of Geo-Information*, *8*(6), 262.

Kantorová, V., & Bongaarts, J. (2024). Contraceptive Change and Fertility Transition. *Population and Development Review*, *50*(S2), 459-485.

Karra, M., Canning, D., & Wilde, J. (2017). The Effect of Fertility Decline on Economic Growth in Africa: A Macrosimulation Model. *Population and Development Review*, *43*(S1), 237-263.

Klu, D. (2023). Are fertility theories still relevant in explaining fertility behaviour in traditional and contemporary societies in sub-Saharan Africa? A systematic review. *Journal of Population Research*, *40*(2), 11.

Kraft, J. M., Serbanescu, F., Schmitz, M. M., Mwanshemele, Y., Ruiz C., A. G., Maro, G., & Chaote, P. (2022). Factors associated with contraceptive use in sub-Saharan Africa. *Journal of Women's Health*, *31*(3), 447-457.

Lardoux, S., & van de Walle, E. (2003). Polygyny and Fertility in Rural Senegal. *Population (English Edition)*, *58*(6), 717-743.

Lawson, D. W., Alvergne, A., & Gibson, M. A. (2012). The life-history trade-off between fertility and child survival. *Proceedings of the Royal Society B: Biological Sciences*, *279*(1748), 4755-4764.

Legendre, P. (1993). Spatial Autocorrelation: Trouble or New Paradigm? *Ecology*, *74*(6), 1659-1673.

Lerch, M. (2019). Fertility Decline in Urban and Rural Areas of Developing Countries. *Population and Development Review*, *45*(2), 301-320.

Lutz, W., Testa, M. R., & Penn, D. J. (2006). Population density is a key factor in declining human fertility. *Population and Environment*, *28*(2), 69-81.

MacKinnon, D. P., Krull, J. L., & Lockwood, C. M. (2000). Equivalence of the Mediation, Confounding and Suppression Effect. *Prevention Science*, *1*(4), 173-181.

Marcoulides, K. M., & Raykov, T. (2019). Evaluation of Variance Inflation Factors in Regression Models Using Latent Variable Modeling Methods. *Educational and Psychological Measurement*, *79*(5), 874-882.

Mason, K. O. (1992). Culture and the Fertility Transition: Thoughts on Theories of Fertility Decline. *Genus*, *48*(3/4), 1-14.

Mason, K. O. (1997). Explaining Fertility Transitions. *Demography*, *34*(4), 443-454.

Micah, A. E., Chen, C. S., Zlavog, B. S., Hashimi, G., Chapin, A., & Dieleman, J. L. (2019). Trends and Drivers of Government Health Spending in Sub-Saharan Africa, 1995–2015. *BMJ Global Health*, *4*(1), e001159.

Millo, G. (2025). Empirical behaviour of Anselin et al.'s locally robust LM tests for spatial dependence in a panel data setting. *Regional Science and Urban Economics*, *112*, 104106.

Odimegwu, C. O., Akinyemi, J. O., Banjo, O. O., Olamijuwon, E., & Amoo, E. O. (2018). Fertility, Family Size Preference and Contraceptive Use in Sub-Saharan Africa: 1990–2014. *African Journal of Reproductive Health*, *22*(4), 44-53.

Olakunde, B. O., Pharr, J. R., Adeyinka, D. A., Chien, L.-C., Benfield, R. D., & Sy, F. S. (2022). Spatial variations in family planning demand to limit childbearing and the demand satisfied with modern methods in sub-Saharan Africa. *Reproductive Health*, *19*(1), 144.

Owoo, N. S. (2023). Patriarchal norms, partner pronatalism, and women's fertility intentions in Ghana. *African Journal of Reproductive Health*, *27*(2), 76-86.

Pollak, R. A., & Watkins, S. C. (1993). Cultural and economic approaches to fertility: Proper marriage or mesalliance? *Population and Development Review*, *19*(3), 467-496.

Robinson, W. C. (1997). The economic theory of fertility over three decades. *Population Studies*, *51*(1), 63-74.

Rossi, P. (2019). Strategic Choices in Polygamous Households: Theory and Evidence from Senegal. *The Review of Economic Studies*, *86*(3), 1332-1370.

Sam, D. L. (2001). Value of Children: Effects of Globalisation on Fertility Behaviour and Child-rearing Practices in Ghana. *Research Review of the Institute of African Studies*, *17*(2), 5-16.

Sánchez-Páez, D. A., & Schoumaker, B. (2026). Fertility Transition Across Subnational Areas of Sub-Saharan Africa: Where do They Stand and What has Contributed Most? *Population, Space and Place*, *32*(2), e70244.

Schoumaker, B. D., & Sánchez-Páez, D. A. (2026). The Contribution of Educational Changes to Fertility Declines in Low- and Middle-Income Countries. *Studies in Family Planning*, *57*(2), 256-277.

Bibliographie

Sedgh, G., & Hussain, R. (2014). Reasons for Contraceptive Nonuse among Women Having Unmet Need for Contraception in Developing Countries. *Studies in Family Planning*, *45*(2), 151-169.

Shapiro, D., & Gebreselassie, T. (2014). Marriage in Sub-Saharan Africa: Trends, Determinants, and Consequences. *Population Research and Policy Review*, *33*(2), 229-255.

Singh, S., Bankole, A., & Darroch, J. E. (2017). The Impact of Contraceptive Use and Abortion on Fertility in Sub-Saharan Africa: Estimates for 2003–2014. *Population and Development Review*, *43*(S1), 141-165.

Tabutin, D., & Schoumaker, B. (2020). La démographie de l'Afrique subsaharienne au XXI^{e} siècle : Bilan des changements de 2000 à 2020, perspectives et défis d'ici 2050. *Population*, *75*(2), 169-295.

Taylor, C. E., Newman, J. S., & Kelly, N. U. (1976). The Child Survival Hypothesis. *Population Studies*, *30*(2), 263-278.

Tobler, W. R. (1970). A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic Geography*, *46*(sup1), 234-240.

Todd, N., & Lerch, M. (2021). Socioeconomic Development Predicts a Weaker Contraceptive Effect of Breastfeeding. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, *118*(29), e2025348118.

Tolnay, S. E. (1995). The spatial diffusion of fertility: A cross-sectional analysis of counties in the American South, 1940. *American Sociological Review*, *60*(2), 299-308.

Turner, N., & Götmark, F. (2023). Human fertility and religions in sub-Saharan Africa: A comprehensive review of publications and data, 2010–2020. *African Journal of Reproductive Health*, *27*(1), 119-171.

Waldorf, B., & Franklin, R. (2002). Spatial dimensions of the Easterlin hypothesis: Fertility variations in Italy. *Journal of Regional Science*, *42*(3), 549-578.

Wang, D., & Chi, G. (2017). Different places, different stories: a study of the spatial heterogeneity of county-level fertility in China. *Demographic Research*, *37*, 493-526.

Wildeman, J., Smits, J., & Schrijner, S. (2023). Ethnic variation in fertility preferences in sub-Saharan Africa. *Population Research and Policy Review*, *42*(4), 58.

Yao, J., Murray, A. T., & Agadjanian, V. (2013). A geographical perspective on access to sexual and reproductive health care for women in rural Africa. *Social Science & Medicine*, *96*, 60-68.

Ouvrages, chapitres et contributions

Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic Publishers.

Anselin, L., & Florax, R. J. G. M. (Éd.). (1995). *New Directions in Spatial Econometrics*. Springer.

Becker, G. S. (1960). An Economic Analysis of Fertility. In *Demographic and Economic Change in Developed Countries: A Conference of the Universities-National Bureau Committee for Economic Research* (p. 209-240). Columbia University Press.

Bongaarts, J., & Hodgson, D. (2022). Country Fertility Transition Patterns. In *Fertility Transition in the Developing World* (p. 15-27). Springer.

Bouayad Agha, S., & de Bellefon, M.-P. (2018). Spatial Autocorrelation Indices. In V. Loonis & M.-P. de Bellefon (Éd.), *Handbook of Spatial Analysis: Theory and Application with R* (p. 51-70). Insee-Eurostat.

Casterline, J. B. (2001). Diffusion processes and fertility transition: Introduction. In J. B. Casterline (Éd.), *Diffusion Processes and Fertility Transition: Selected Perspectives*. National Academy Press.

Coale, A. J. (1987). Demographic Transition. In J. Eatwell, M. Milgate & P. Newman (Éd.), *The New Palgrave Dictionary of Economics* (p. 1-6). Palgrave Macmillan.

De Siano, R., Leone Sciabolazza, V., & Sapio, A. (2020). Spatial Econometric Models: Theory. In R. De Siano, V. Leone Sciabolazza & A. Sapio (Éd.), *Regional Resilience to Climate and Environmental Shocks: A Spatial Econometric Perspective* (p. 31-43). Springer International Publishing.

Donabedian, A. (1973). *Aspects of Medical Care Administration: Specifying Requirements for Health Care*. Harvard University Press.

Galvão, R. K. H., & Araújo, M. C. U. (2009). Variable Selection. In S. D. Brown, R. Tauler & B. Walczak (Éd.), *Comprehensive Chemometrics* (p. 233-283). Elsevier.

Getis, A. (2010). Spatial Interaction and Spatial Autocorrelation: A Cross-Product Approach. In L. Anselin & S. J. Rey (Éd.), *Perspectives on Spatial Data Analysis* (p. 23-33). Springer.

Hertrich, V. (2007). Nuptialité et rapports de genre en Afrique : tendances de l'entrée en union, 1950–1999. In T. Locoh (Éd.), *Genre et société en Afrique : Implications pour le développement* (p. 281-308). Ined Éditions.

Leshabari, K. M. (2021). Demographic Transition in Sub-Saharan Africa: From Grassroots to Ivory Towers. In A. Klimczuk (Éd.), *Demographic Analysis — Selected Concepts, Tools, and Applications*. IntechOpen.

Bibliographie

Lesthaeghe, R. J. (Éd.). (1989). *Reproduction and Social Organization in Sub-Saharan Africa*. University of California Press.

Lesthaeghe, R. J., & Vanderhoeft, C. (2001). Ready, Willing and Able: A Conceptualisation of Transitions to New Behavioural Forms. In J. B. Casterline (Éd.), *Diffusion Processes and Fertility Transition: Selected Perspectives* (p. 240-264). National Academy Press.

Notestein, F. W. (1953). Economic problems of population change. In *Proceedings of the Eighth International Conference of Agricultural Economists* (p. 13-31). Oxford University Press.

OCDE/CSAO. (2009). *Atlas régional de l'Afrique de l'Ouest*. Éditions OCDE.

Oliveau, S. (2005). Les indicateurs locaux d'association spatiale (LISA) comme méthode de régionalisation : Une application en Inde. In *7es Rencontres ThéoQuant* (p. 1-10).

Reed, H. E., Briere, R., & Casterline, J. B. (Éd.). (1999). *The Role of Diffusion Processes in Fertility Change in Developing Countries: Report of a Workshop*. National Academy Press.

Seidman, S. (1991). *Romantic Longings: Love in America, 1830–1980*. Routledge.

Watkins, S. C. (1991). *From Provinces into Nations: Demographic Integration in Western Europe, 1870–1960*. Princeton University Press.

Wheeler, D. C. (2021). Geographically weighted regression. In M. M. Fischer & P. Nijkamp (Éd.), *Handbook of Regional Science* (2e éd., p. 1895-1921). Springer.

Whitehouse, B. (2018). The Exaggerated Demise of Polygyny: Transformations in Marriage and Gender Relations in West Africa. In N. E. Riley & J. Brunson (Éd.), *International Handbook on Gender and Demographic Processes* (p. 299-313). Springer Netherlands.

Wong, D. W. S. (2009). Modifiable Areal Unit Problem. In R. Kitchin & N. Thrift (Éd.), *International Encyclopedia of Human Geography* (p. 169-174). Elsevier.

Yalcin, F. (2025). Spatial autocorrelation detection tests: A review on Lagrange multiplier test. In *Proceedings Book of the 15th Symposium on Generating Functions of Special Numbers and Polynomials and their Applications (GFSNP 2025)* (p. 105).

Rapports, documents de travail et documentation technique

Atorudibo, A. (2021). *Marriage Norms and Fertility Outcomes in Developing Countries* (Studies in Economics Discussion Paper N° 2101). School of Economics, University of Kent. Canterbury.

Bertocchi, G., Dimico, A., & Falco, C. (2026). *Family Planning and Ethnic Heritage: Evidence from Sub-Saharan Africa* (Document de travail). World Bank.

Croft, T. N., Allen, C. K., Zachary, B. W., et al. (2023). *Guide to DHS Statistics DHS-8*. Rockville, MD, The DHS Program, ICF.

Croft, T. N., Marshall, A. M. J., Allen, C. K., et al. (2018). *Guide to DHS Statistics DHS-7*. Rockville, MD, ICF.

Elkasabi, M. (2024). *DHS.rates: Calculates Demographic Indicators* [R package version 0.9.2]. Comprehensive R Archive Network (CRAN).

ICF International. (2012). *Demographic and Health Survey Sampling and Household Listing Manual*. Calverton, MD.

Mayala, B. K., & Donohue, R. E. (2022). *The DHS Program Geospatial Covariate Datasets Manual* (3e éd.). Rockville, MD, ICF.

Pesaresi, M., & Freire, S. (2016). *GHS Settlement Grid Following the REGIO Model 2014 in Application to GHSL Landsat and CIESIN GPW v4-Multitemporal (1975–1990–2000–2015)* (JRC Data Catalogue). European Commission, Joint Research Centre (JRC).

R Core Team. (2025). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing. Vienne, Autriche.

United Nations. (2025). *World Fertility 2024* (Rapport technique N° UN DESA/POP/2024/TR/NO.11). Department of Economic and Social Affairs, Population Division. New York.

Westoff, C. F., & Bietsch, K. (2015). *Religion and Reproductive Behavior in Sub-Saharan Africa* (DHS Analytical Studies N° 48). ICF International. Rockville, MD.

Zipfel, C. (2021). *Defusing a Population Explosion? Jobs and Fertility in sub-Saharan Africa* (Document de travail). London School of Economics and Political Science.

Sources en ligne

Anselin, L. (2024). *The Concept of Spatial Weights* [Chapitre de *An Introduction to Spatial Data Science with GeoDa*]. Consulté le 4 août 2026 à https://lanselin.github.io/introbook_vol1/the-concept-of-spatial-weights.html

The DHS Program. (2024). *Survey Process*. Consulté le 9 juin 2026 à https://www.dhsprogram.com/Methodology/survey-process.cfm

The DHS Program. (2025). *DHS Questionnaires*. ICF. Consulté le 9 juin 2026 à https://dhsprogram.com/Methodology/Survey-Types/DHS-Questionnaires.cfm

United Nations. (2024). *World Population Prospects 2024: Online Edition*. Department of Economic and Social Affairs, Population Division. Consulté le 5 août 2026 à https://population.un.org/wpp/

West African Health Organisation (WAHO). (2026a). *Programme P07: Maternal, newborn, child, adolescent, youth and elderly health*. Consulté le 29 mai 2026 à https://www.wahooas.org/web-ooas/node/13

West African Health Organisation (WAHO). (2026b). *Who we are*. Consulté le 29 mai 2026 à https://www.wahooas.org/web-ooas/about-us/who-we-are

A

Régions des pays d'Afrique de l'Ouest

Tableau A.1 *Régions des pays d'Afrique de l'Ouest*

Pays	Régions
Bénin	Alibori, Atacora, Atlantique, Borgou, Collines, Couffo, Donga, Littoral, Mono, Ouémé, Plateau, Zou
Burkina Faso	Boucle du Mouhoun, Cascades, Centre, Centre-Est, Centre-Nord, Centre-Ouest, Centre-Sud, Est, Hauts-Bassins, Nord, Plateau-Central, Sahel, Sud-Ouest
Côte d'Ivoire	Abidjan, Yamoussoukro, Bas-Sassandra, Comoé, District du Denguélé, Gôh-Djiboua, Lacs, Lagunes, Montagnes, Sassandra-Marahoué, Savanes, Vallée du Bandama, Woroba, Zanzan
Gambie	Banjul, Kanifing, Brikama, Mansa Konko, Kerewan, Kuntaur, Janjanbureh, Basse
Ghana	Western, Central, Greater Accra, Volta, Eastern, Ashanti, Western North, Ahafo, Bono, Bono East, Oti, Northern, Savannah, North East, Upper East, Upper West
Guinée	Boké, Conakry, Faranah, Kankan, Kindia, Labé, Mamou, N'Zérékoré
Libéria	North Western, South Central, Southeastern A, Southeastern B, North Central
Mali	Kayes, Koulikoro, Sikasso, Ségou, Mopti, Tombouctou, Gao, Kidal, Bamako
Nigéria	North West, North East, North Central, South East, South South, South West
Sénégal	Dakar, Ziguinchor, Diourbel, Saint-Louis, Tambacounda, Kaolack, Thiès, Louga, Fatick, Kolda, Matam, Kaffrine, Kédougou, Sédhiou
Sierra Leone	Eastern, Northern, North Western, Southern, Western

B

Représentation cartographique de la matrice de voisinage

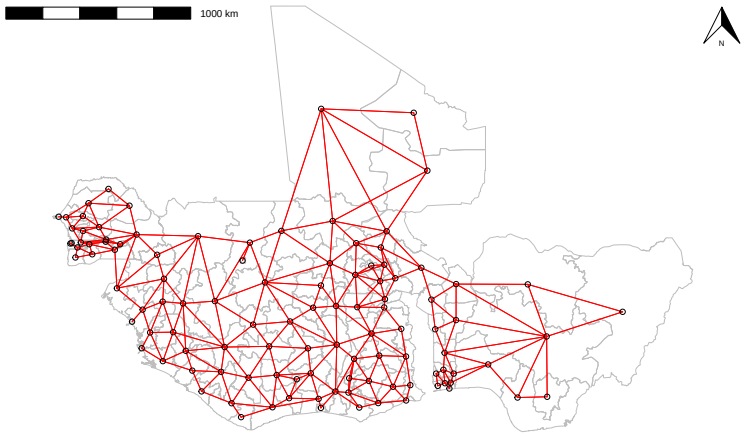


Figure B.1 *Carte des relations de voisinage spatial entre les régions*

C

Graphiques diagnostiques des modèles

C.1 Modèle 1

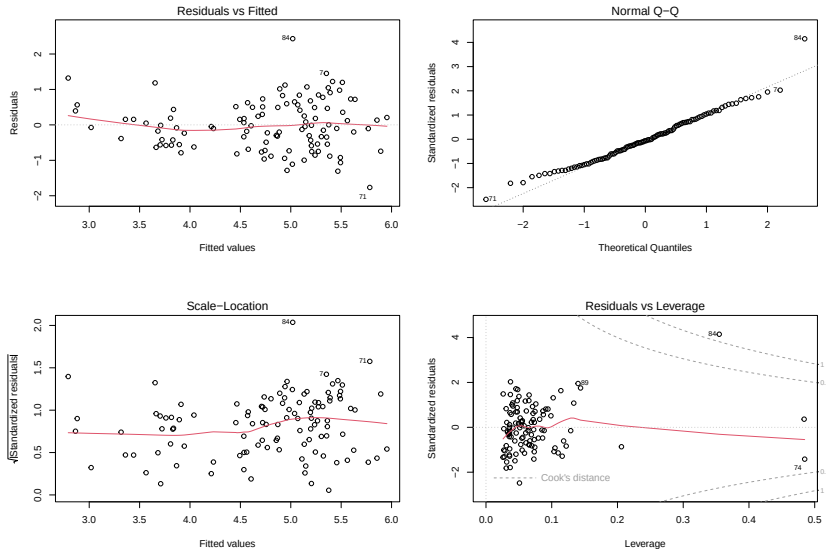


Figure C.1 *Graphiques diagnostiques du modèle 1*

C.2 Modèle 2

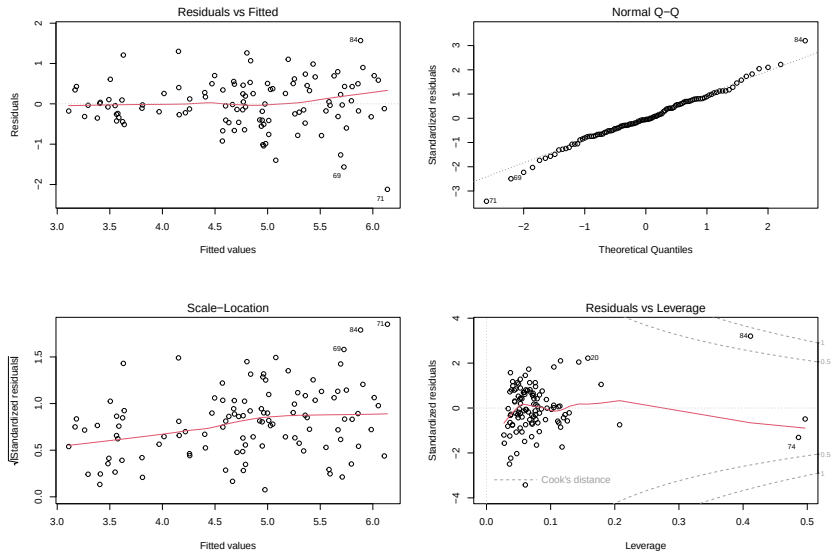


Figure C.2 *Graphiques diagnostiques du modèle 2*

C.3 Modèle 3

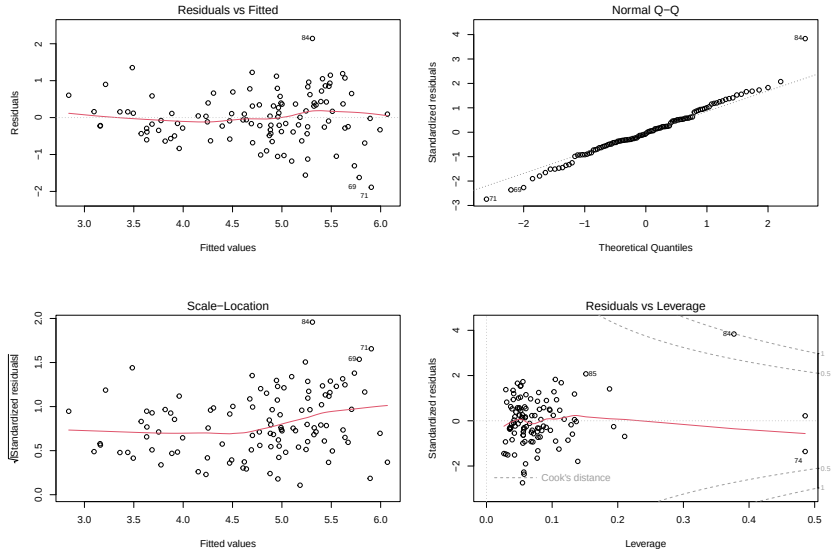


Figure C.3 *Graphiques diagnostiques du modèle 3*

D

Paramètre spatial, statistiques d'ajustement et résumé des résidus des modèles SEM

D.1 Modèle 1

Tableau D.1 *Paramètre spatial et statistiques d'ajustement du modèle SEM pour le modèle 1*

Statistique	Valeur
Nombre d'observations	110
Nombre de paramètres estimés	10
Log-vraisemblance	−94,640
Variance résiduelle (σ^2)	0,2778
Écart-type résiduel (σ)	0,5270
AIC (SEM)	209,28
AIC (OLS)	252,68
λ	0,7344
Erreur standard de λ	0,0672
z de λ	10,933
Valeur p de λ	<0,001
Test du rapport de vraisemblance (LR)	45,398
Valeur p du test LR	<0,001
Statistique de Wald	119,52
Valeur p du test Wald	<0,001

Tableau D.2 *Résumé des résidus du modèle SEM pour le modèle 1*

Min.	1er quartile	Médiane	3e quartile	Max.
−1,533	−0,334	0,037	0,282	1,797

D.2 Modèle 2

Tableau D.3 *Paramètre spatial et statistiques d'ajustement du modèle SEM pour le modèle 2*

Statistique	Valeur
Nombre d'observations	110
Nombre de paramètres estimés	11
Log-vraisemblance	−86,274
Variance résiduelle (σ^2)	0,2459
Écart-type résiduel (σ)	0,4959
AIC (SEM)	194,55
AIC (OLS)	224,22
λ	0,6787
Erreur standard de λ	0,0761
z de λ	8,916
Valeur p de λ	<0,001
Test du rapport de vraisemblance (LR)	31,666
Valeur p du test LR	<0,001
Statistique de Wald	79,487
Valeur p du test Wald	<0,001

Tableau D.4 *Résumé des résidus du modèle SEM pour le modèle 2*

Min.	1er quartile	Médiane	3e quartile	Max.
−1,858	−0,259	−0,040	0,336	1,423

D.3 Modèle 3

Tableau D.5 *Paramètre spatial et statistiques d'ajustement du modèle SEM pour le modèle 3*

Statistique	Valeur
Nombre d'observations	110
Nombre de paramètres estimés	11
Log-vraisemblance	−94,640
Variance résiduelle (σ^2)	0,2776
Écart-type résiduel (σ)	0,5269
AIC (SEM)	211,28
AIC (OLS)	246,80
λ	0,7350
Erreur standard de λ	0,0671
z de λ	10,959
Valeur p de λ	<0,001
Test du rapport de vraisemblance (LR)	37,517
Valeur p du test LR	<0,001
Statistique de Wald	120,10
Valeur p du test Wald	<0,001

Tableau D.6 *Résumé des résidus du modèle SEM pour le modèle 3*

Min.	1er quartile	Médiane	3e quartile	Max.
−1,531	−0,335	0,038	0,285	1,798

E

Résultats de la régression géographiquement pondérée (GWR)

E.1 Modèle 1

Tableau E.1 *Résultats de la régression géographiquement pondérée pour le modèle 1*

Variable	Min.	1er quartile	Médiane	3e quartile	Max.
Constante	5,5615	6,5560	6,8651	9,1914	10,9227
Éducation secondaire ou supérieure	−0,0494	−0,0397	−0,0191	−0,0150	−0,0083
Richesse	−0,0399	−0,0320	−0,0288	−0,0270	−0,0190
Religion musulmane	−0,0021	−0,0014	−0,0002	0,0075	0,0226
Milieu rural	−0,0376	−0,0198	−0,0065	0,0090	0,0172
Problèmes d'accès aux soins	−0,0435	−0,0303	−0,0206	−0,0120	−0,0035
Temps vers centre urbain	−0,0017	−0,0006	−0,0003	0,00005	0,0046
Densité de population	−0,000098	−0,000005	0,000129	0,000164	0,0003

Note : Les valeurs présentées pour les coefficients correspondent à la distribution des coefficients locaux estimés par le modèle GWR. Le modèle utilise un noyau *bisquare* et une bande passante adaptative de 61 voisins. Les points de régression correspondent aux mêmes localisations que les observations et la métrique de distance utilisée est la distance euclidienne.

E.2 Modèle 2

Tableau E.2 *Résultats de la régression géographiquement pondérée pour le modèle 2*

Variable	Min.	1er quartile	Médiane	3e quartile	Max.
Constante	5,1120	6,4758	6,6183	6,7212	7,1978
Mariage	−0,01995	0,00915	0,02226	0,03562	0,0390
Éducation secondaire ou supérieure	−0,03321	−0,03141	−0,02343	−0,01743	−0,0142
Richesse	−0,03245	−0,02596	−0,02467	−0,02264	−0,0116
Religion musulmane	−0,01143	−0,00999	−0,00711	0,00134	0,0125
Milieu rural	−0,02006	−0,01764	−0,01249	0,00718	0,0166
Problèmes d'accès aux soins	−0,03886	−0,02814	−0,01110	−0,00394	−0,0014
Temps vers centre urbain	−0,00141	−0,00049	−0,00024	0,00040	0,0033
Densité de population	−0,0000214	0,0000159	0,0001332	0,0001453	0,0003

Note : Les valeurs présentées pour les coefficients correspondent à la distribution des coefficients locaux estimés par le modèle GWR. Le modèle utilise un noyau *bisquare* et une bande passante adaptative de 79 voisins. Les points de régression correspondent aux mêmes localisations que les observations et la métrique de distance utilisée est la distance euclidienne.

E.3 Modèle 3

Tableau E.3 *Résultats de la régression géographiquement pondérée pour le modèle 3*

Variable	Min.	1er quartile	Médiane	3e quartile	Max.
Constante	6,2308	6,4238	7,0556	7,3257	8,8025
Contraception moderne	−0,0650	−0,0579	−0,0306	0,0396	0,0456
Éducation secondaire ou supérieure	−0,0329	−0,0285	−0,0207	−0,0186	−0,0101
Richesse	−0,0355	−0,0299	−0,0226	−0,0166	−0,0126
Religion musulmane	0,0036	0,0049	0,0058	0,0074	0,0120
Milieu rural	−0,0155	−0,0029	0,0005	0,0022	0,0070
Problèmes d'accès aux soins	−0,0371	−0,0277	−0,0196	−0,0089	−0,0053
Temps vers centre urbain	−0,0017	−0,0009	0,0002	0,0009	0,0029
Densité de population	−0,0000199	0,0000390	0,0001080	0,0001374	0,0003

Note : Les valeurs présentées pour les coefficients correspondent à la distribution des coefficients locaux estimés par le modèle GWR. Le modèle utilise un noyau *bisquare* et une bande passante adaptative de 79 voisins. Les points de régression correspondent aux mêmes localisations que les observations et la métrique de distance utilisée est la distance euclidienne.

Résumé : Ce mémoire étudie l'influence des déterminants socio-économiques et spatiaux sur les disparités régionales de fécondité en Afrique de l'Ouest, à l'aide de régressions multivariées OLS, de modèles à erreur spatiale et de régressions géographiquement pondérées. Deux hypothèses guident l'analyse. Premièrement, la fécondité d'une région serait liée à celle des régions voisines, même après contrôle des caractéristiques socio-économiques. Deuxièmement, un isolement géographique plus marqué serait associé à une fécondité plus élevée.

La première hypothèse est partiellement vérifiée : les analyses d'autocorrélation spatiale, les tests du multiplicateur de Lagrange et les modèles à erreur spatiale révèlent une dépendance spatiale significative, indiquant que les variations de fécondité ne sont pas réparties aléatoirement dans l'espace. Cette autocorrélation semble toutefois surtout résiduelle, reflétant probablement le manque de facteurs explicatifs eux-mêmes structurés spatialement, plutôt qu'une véritable interaction entre régions voisines.

La seconde hypothèse n'est pas confirmée. Les modèles à erreur spatiale ne montrent pas de lien positif entre isolement géographique et fécondité : seule la part de femmes vivant en milieu rural est significative, mais avec un effet négatif ; le temps de trajet vers un centre urbain et la densité de population ne sont pas significatifs dans les modèles globaux (OLS et modèles à erreur spatiale). Les régressions géographiquement pondérées révèlent cependant une hétérogénéité spatiale : le temps de trajet est positivement lié à la fécondité dans certaines régions du Mali et du Nigéria, mais négativement en Guinée et en Sierra Leone ; la densité de population montre un effet positif, mais faible, dans plusieurs régions.

Enfin, parmi les déterminants proches et éloignés, la proportion de femmes mariées est positivement associée à la fécondité, tandis que l'effet de la proportion de femmes utilisant une méthode de contraception moderne varie selon les territoires. La proportion de femmes ayant atteint un niveau d'instruction secondaire ou supérieur et la part de femmes issues d'un ménage aisé sont systématiquement liées à une fécondité plus faible. L'effet positif de la proportion de femmes musulmanes s'atténue une fois la part de femmes mariées prise en compte, suggérant un lien indirect via les caractéristiques matrimoniales des populations.

Mots-clés : fécondité ; Afrique de l'Ouest ; analyse spatiale ; EDS ; régression géographiquement pondérée

UNIVERSITÉ CATHOLIQUE DE LOUVAIN
Faculté des sciences économiques, sociales, politiques et de communication
École des sciences politiques et sociales (PSAD)
Place Montesquieu, 1 bte L2.08.05, 1348 Louvain-la-Neuve, Belgique | **www.uclouvain.be/psad**