

Fécondité et conditions socio-économiques des femmes au Maroc : une analyse spatiale à l'échelle provinciale à partir du RGPH 2024

Fertility and the Socio-Economic Conditions of Women in Morocco: A Spatial Analysis at the Provincial Level Based on the RGPH 2024

Sebbaghi Fatima Zahraa^{1*}, El Issaoui Khadija²

¹ Doctorante, Laboratoire d'Économie Appliquée, Université Mohammed V, Rabat, Maroc

² Enseignant-Chercheur, Université Mohammed V, Rabat-Agdal, Maroc

*Auteur correspondant : sebbaghifatimazahrae22@gmail.com

Résumé

Cette étude analyse la relation entre la fécondité et les conditions socio-économiques des femmes au Maroc en intégrant la dimension spatiale. À partir du RGPH 2024 (75 provinces et préfectures), l'Indice Conjoncturel de Fécondité (ICF), tel que fourni par le HCP, est modélisé en fonction de trois indicateurs : taux de chômage féminin, taux d'analphabétisme féminin (15 ans et plus) et part des femmes actives indépendantes. La démarche combine analyse exploratoire des données spatiales (ESDA, indice de Moran, matrices Rook et k-plus proches voisins) et régression géographiquement pondérée (GWR, noyau bisquare adaptatif). L'ESDA révèle une autocorrélation spatiale positive significative de l'ICF ($I=0,238$; $p<0,001$), du chômage féminin ($I=0,539$; $p<0,001$) et de l'analphabétisme féminin ($I=0,510$; $p<0,001$), ainsi qu'une autocorrélation résiduelle du modèle OLS ($I=0,33$; $p<0,001$). Le GWR final (bande passante optimale $bw=54$ par minimisation de l'AICc, $AICc=1,51$ contre 48,47 en OLS, $\Delta AICc \approx -47$) élimine cette autocorrélation résiduelle. L'analphabétisme féminin est significatif dans 69 provinces sur 75 (92%, effet positif), le chômage féminin dans 42 provinces (56%, effet hétérogène) et le statut d'indépendante dans 6 provinces (8%, effet très localisé). Le test de Monte-Carlo ne rejette toutefois pas la stabilité spatiale de l'amplitude des coefficients. L'alphabetisation apparaît comme levier structurel national, tandis que les politiques d'emploi féminin gagneraient à être territorialisées.

Mots-clés : fécondité ; marché du travail; analphabétisme féminin ; chômage féminin ; économétrie spatiale ; GWR ; RGPH 2024.

1. Introduction

Le Maroc connaît depuis plus de cinq décennies un recul continu et ininterrompu de sa fécondité, l'Indice de Fécondité étant passé de sept à huit enfants par femme dans les années 1970 à 1,97 enfant par femme en 2024, un niveau désormais inférieur au seuil de remplacement des générations (Haut-Commissariat au Plan [HCP], 2024). Cette transition démographique s'accompagne d'une situation paradoxale sur le marché du travail : le taux d'activité féminine demeure structurellement très faible — environ 19 % en 2024 contre près de 69 % pour les hommes — plaçant le Maroc parmi les pays à revenu intermédiaire ayant la participation économique féminine la plus faible au monde (HCP, 2024), tandis que le chômage féminin, l'analphabétisme féminin et une insertion professionnelle souvent informelle des femmes demeurent marqués par de fortes disparités territoriales.

La littérature économique explique traditionnellement le recul de la fécondité par l'élévation du coût d'opportunité du temps féminin — via l'éducation, l'activité professionnelle et l'autonomie économique des femmes (Becker, 1960, 1965, 1981) — et par la diffusion sociale de normes de fécondité réduite au sein de réseaux géographiquement et culturellement proches (Bongaarts & Watkins, 1996). Or, la quasi-totalité des études marocaines mobilisant ces cadres théoriques adopte une perspective nationale ou régionale agrégée (découpage en douze régions), sans exploiter la désagrégation fine offerte par les données de recensement à l'échelle des 75 provinces, et sans tenir compte de la possibilité que la fécondité et les conditions socio-économiques des femmes d'une province donnée soient statistiquement dépendantes de celles des provinces limitrophes — une hypothèse pourtant centrale dans les théories de la diffusion spatiale des comportements démographiques (Anselin, 1988, 1995 ; Cliff & Ord, 1981).

Cette situation soulève une problématique double. D'une part, sur le plan empirique : la fécondité provinciale marocaine est-elle statistiquement associée aux conditions socio-économiques des femmes — chômage féminin, analphabétisme féminin et statut d'indépendante — une fois ces variables observées à une échelle territoriale fine ? D'autre part, sur le plan méthodologique : ces relations sont-elles spatialement homogènes sur le territoire national, ou varient-elles localement d'une province à l'autre, ce qui imposerait de dépasser les modèles de régression globaux au profit d'une modélisation spatiale locale ? Répondre à ces deux questions suppose de combiner une analyse exploratoire des données spatiales

(cartographie, indice de Moran) à une modélisation par régression géographiquement pondérée (GWR), démarche déjà mobilisée dans des contextes démographiques comparables (Mansour et al., 2020; Singh & Masquelier, 2018) mais encore peu appliquée à la fécondité marocaine à l'échelle provinciale.

L'objectif de cette recherche est donc double : d'une part, tester si la fécondité provinciale marocaine est statistiquement associée aux conditions socio-économiques des femmes ; d'autre part, déterminer si cette association présente une variation spatiale significative, tant dans sa significativité locale que dans son amplitude, justifiant une lecture territorialisée plutôt qu'uniforme des leviers d'action publique. Cette recherche revêt un double intérêt : scientifique, en comblant une lacune méthodologique de la littérature marocaine sur la fécondité désagrégée ; et opérationnel, en offrant aux pouvoirs publics des éléments empiriques pour cibler les politiques d'alphabétisation et d'emploi féminin selon des logiques territoriales différenciées.

Le présent article est structuré comme suit : la section 2 propose une revue de littérature articulant les cadres théoriques mobilisés, l'analyse critique des travaux empiriques existants, les lacunes de la recherche identifiées, le positionnement de cette étude et son cadre conceptuel. La section 3 détaille les données et la méthodologie retenue, depuis l'analyse exploratoire des données spatiales jusqu'à la régression géographiquement pondérée. La section 4 présente et discute les résultats, avec une attention particulière portée à la robustesse des interprétations. La section 5 conclut et propose des pistes de recherche futures.

2. Revue de littérature

2.1 Cadres théoriques mobilisés

L'appréhension des déterminants de la fécondité s'inscrit dans le prolongement de la théorie économique de la famille et de la Nouvelle économie domestique (New Home Economics), fondée par Becker et Mincer dans les années 1960 (Becker, 1960, 1965, 1981) et approfondie par Easterlin (1975). Cette grille de lecture postule que la décision de procréer relève d'un arbitrage entre le coût d'opportunité du temps féminin et les ressources du ménage : l'élévation du capital humain féminin, à travers l'éducation et l'accès à un statut professionnel autonome, tend à renchérir le coût de la maternité et à en différer ou réduire la réalisation. Le modèle de production domestique de Becker (1965) élargit ce cadre en posant que le ménage alloue le

temps de ses membres entre travail marchand, production domestique et loisir afin de maximiser une fonction d'utilité familiale unique sous contrainte de ressources. Cette perspective a été prolongée par Schultz (1990) et par Pollak et Wachter (1975), puis enrichie par Doliger (2008), pour qui les contraintes socio-économiques structurent profondément les comportements démographiques. Elle a par ailleurs été renouvelée récemment pour rendre compte de l'inversion observée, dans certains contextes à revenu élevé, du lien entre activité féminine et fécondité, désormais jugé dépendant du contexte institutionnel — compatibilité entre carrière et vie familiale, politiques familiales (Doepke et al., 2022 ; Schaller, 2016) — ce qui interroge la validité directe du modèle beckérien dans un contexte de développement intermédiaire marqué par une forte informalité de l'emploi, tel que le Maroc (Mejjati Alami, 2001 ; Sajoux & Chahoua, 2013).

Le mécanisme du coût d'opportunité mérite d'être précisé au regard de la structure du marché du travail marocain, où l'emploi informel demeure prépondérant. Dans le modèle beckérien standard, le coût d'opportunité de la maternité est d'autant plus élevé que le salaire potentiel de la femme sur le marché formel est élevé et régulier. Or, lorsque l'emploi féminin est majoritairement informel — aide familiale non rémunérée, travail agricole saisonnier, activité artisanale à domicile —, ce coût d'opportunité est mécaniquement atténué et localement variable : il dépend moins du niveau de rémunération que de la compatibilité entre le rythme de l'activité informelle et la charge domestique et maternelle, cette compatibilité étant elle-même façonnée par le contexte économique local (économie agricole en milieu rural, économie de service en milieu urbain). Ce mécanisme fournit un fondement théorique direct à l'attente d'une hétérogénéité spatiale du lien entre statut professionnel féminin et fécondité, puisque le degré et la nature de l'informalité varient fortement d'une province à l'autre selon la structure économique locale — ce que la présente étude teste empiriquement à travers l'hypothèse H1 et le statut d'indépendante (H3).

Le second mécanisme, complémentaire du premier, renvoie à la diffusion des normes de fécondité par les réseaux sociaux de proximité. Selon cette perspective, la décision de fécondité n'est pas seulement un arbitrage économique individuel, mais aussi le produit d'une exposition différenciée à des normes sociales elles-mêmes structurées par la proximité géographique, culturelle et linguistique (Bongaarts & Watkins, 1996). Ce mécanisme implique que deux provinces présentant des caractéristiques socio-économiques identiques peuvent néanmoins

afficher des niveaux de fécondité différents si elles sont insérées dans des réseaux de diffusion normative distincts — ce qui justifie, sur le plan théorique, le recours à l'indice de Moran pour tester l'existence d'une telle structuration spatiale avant toute modélisation explicative (section 2.5).

La théorie classique de la transition démographique explique la baisse de la fécondité par la modernisation socio-économique. Toutefois, les résultats du Princeton European Fertility Project ont montré que les baisses de fécondité en Europe suivaient davantage les frontières linguistiques et culturelles que les frontières socio-économiques, ce qui a conduit au développement des théories de la diffusion sociale et du changement idéationnel. Bongaarts et Watkins (1996) formalisent cette approche en montrant, à partir de 62 pays en développement, que les interactions sociales au sein de réseaux géographiquement et culturellement proches jouent un rôle déterminant dans la diffusion des normes de fécondité réduite, un mécanisme documenté empiriquement en Égypte (Bonneuil & Dassouki, 2006) et en Europe historique (Bras, 2014). Cleland et Wilson (1987) défendent une position plus radicale selon laquelle la diffusion des idées constitue le moteur principal des transitions de fécondité, indépendamment des transformations économiques structurelles. Ces théories offrent un fondement conceptuel à l'hypothèse d'une structuration spatiale de la fécondité : les provinces géographiquement proches, partageant des caractéristiques culturelles ou administratives communes, sont susceptibles de connaître des trajectoires de fécondité corrélées, au-delà de leurs seules caractéristiques socio-économiques propres.

Ce cadre se trouve complété par l'apport de l'économétrie spatiale. Les travaux fondateurs de Cliff et Ord (1981) et d'Anselin (1988, 1995) ont démontré que les phénomènes socio-démographiques ne se distribuent pas de manière aléatoire dans l'espace, conformément à la première loi de la géographie énoncée par Tobler (1970). La mise en évidence d'une autocorrélation spatiale via l'indice de Moran permet de tester statistiquement cette structuration géographique. Le développement de la régression géographiquement pondérée (Fotheringham et al. 2002) permet, quant à lui, d'explorer une question distincte : non pas l'existence d'une dépendance spatiale entre observations voisines, mais la variation locale de la relation entre une variable dépendante et ses déterminants, chaque coefficient étant ré-estimé pour chaque unité spatiale à partir d'un sous-échantillon pondéré par la proximité géographique. Cette distinction entre autocorrélation spatiale (mesurée par l'indice de Moran)

et hétérogénéité spatiale des relations structurelles (explorée par la GWR) structure la démarche méthodologique retenue dans cette étude.

2.2 Analyse critique des travaux empiriques

La littérature empirique relative à l'interaction entre fécondité et emploi féminin est ancienne et converge sur l'existence d'une relation dynamique entre les deux phénomènes. Les travaux pionniers de Fleisher et Rhodes (1979) avaient déjà souligné le poids du statut socio-économique ; plus récemment Edon et Kamionka (2011) montrent, sur données européennes, que l'activité féminine exerce un effet dépressif sur la fécondité, effet conditionné par le contexte institutionnel local. Schaller (2016), en exploitant une variation exogène de la demande de travail selon le genre aux États-Unis, nuance ce constat : l'amélioration des conditions du marché du travail féminin exerce un effet négatif sur la fécondité plus modeste que ne le prédit le seul modèle du coût d'opportunité. Ces résultats illustrent une limite majeure pour le cas marocain : la plupart des tests empiriques du modèle beckérien portent sur des économies à forte salarisation et formalité de l'emploi féminin, configuration éloignée du marché du travail marocain où l'emploi informel demeure prépondérant.

Un corpus croissant s'est par ailleurs intéressé à la dimension spatiale des inégalités de genre sur le marché du travail. Plusieurs recherches attestent d'un clustering spatial significatif du chômage et de l'inactivité féminine, révélant une forte segmentation territoriale des marchés du travail (Andrés-Rosales et al. 2019 ; Arnoult & Duhautois, 2019 ; Lewandowska-Gwarda, 2018 ; Manzanares, 2021). Les facteurs explicatifs mobilisés renvoient à l'accessibilité différenciée à l'emploi (Kawabata & Abe, 2018) et à des phénomènes de ségrégation résidentielle (Broze et al. 2002).

S'agissant plus spécifiquement de la fécondité, le recours aux modélisations spatiales a permis de dépasser les approches globales. Sabater et Graham (2019) mobilisent un modèle de type Spatial Durbin pour établir l'existence d'effets de débordement spatiaux explicites entre unités territoriales contiguës en Espagne — une question distincte de celle traitée par la GWR, qui explore la variation locale des relations sans modéliser directement la dépendance entre observations voisines. Egidi et Salvati (2021) mobilisent l'indice de Moran pour quantifier l'autocorrélation spatiale des taux de fécondité dans les aires métropolitaines européennes sur plusieurs décennies. Plus récemment, plusieurs études appliquent conjointement l'analyse

exploratoire des données spatiales (cartographie, indice de Moran, indicateurs locaux LISA, analyse de points chauds Getis-Ord) et la régression géographiquement pondérée (simple ou multi-échelle, MGWR) à des phénomènes démographiques et sanitaires structurellement comparables à la fécondité : la modélisation de l'activité féminine à Oman, (Mansour et al., 2020), les intervalles de naissance courts en Éthiopie (Shifti et al., 2020), les accouchements à domicile en Éthiopie (Hailegebreal et al., 2023) et la mortalité infanto-juvénile en Inde (Singh & Masquelier, 2018). Ces travaux, résumés au Tableau 1, constituent le protocole méthodologique de référence mobilisé dans la présente étude.

Auteur(s), année	Zone d'étude / données	Méthode	Variable dépendante	Principaux résultats
Mansour, S., Al-Awadhi, T., Al Nasiri, N. & Al Balushi, A. (2020)	Wilayats du nord-est d'Oman ; recensement	ESDA + OLS + GWR	Taux d'activité féminine	Relations spatialement variables entre modernisation et activité féminine ; la GWR améliore significativement l'ajustement par rapport à l'OLS.
Shifti et al. (2020)	Éthiopie ; EDHS 2016 (n = 8 448)	Hot spot (Getis-Ord Gi*) + OLS + GWR	Intervalles de naissance courts	Amas significatifs en Somali, Oromia, SNNPR et Afar ; la GWR améliore l'ajustement par rapport à l'OLS.
Hailegebreal et al. (2023)	Éthiopie ; EDHS 2019	Indice de Moran + Getis-Ord Gi* + OLS + GWR	Taux d'accouchement à domicile	Disparités régionales fortes (Somalia, Afar, SNNPR) ; la GWR surpasse l'OLS pour identifier les zones à risque.
Singh & Masquelier (2018)	Districts indiens ; recensements 1991 et 2011	OLS + GWR (comparaison temporelle)	Mortalité infanto-juvénile	L'alphabétisation féminine et l'activité féminine sont des déterminants locaux dont le poids varie fortement dans l'espace et le temps.
Sajoux & Chahoua (2013)	Régions et provinces du Maroc ; enquêtes démographiques	Analyse descriptive régionale (non spatiale)	Fécondité, analphabétisme féminin	Déconnexion observée entre recul de l'analphabétisme féminin et baisse de la fécondité, plus marquée en milieu rural.

2.3 Identification des lacunes de la recherche

Il ressort de cette revue que trois angles morts persistent. En premier lieu, l'échelle d'analyse provinciale fine (75 provinces) demeure sous-exploitée dans la littérature marocaine, alors même qu'elle permet de révéler des hétérogénéités masquées par l'agrégation régionale : les travaux marocains recensés dans cette revue reposent, selon les cas, sur des enquêtes démographiques nationales ou sur un découpage en douze régions, mais aucun, à notre connaissance, ne mobilise la régression géographiquement pondérée à l'échelle des provinces.

En second lieu, la modélisation de la fécondité comme variable dépendante des conditions socio-économiques des femmes — chômage, analphabétisme et statut d'indépendante — n'a pas, à notre connaissance, fait l'objet d'une formalisation spatiale explicite à partir des données du RGPH 2024. Enfin, la prise en compte de la structuration spatiale de la fécondité et de ses déterminants, via des outils tels que l'indice de Moran et la GWR, reste embryonnaire dans la littérature nationale, alors que le constat d'une déconnexion entre recul de l'analphabétisme féminin et baisse de la fécondité dans certaines provinces (Sajoux & Chahoua, 2013) n'a jamais été retesté à une échelle spatiale fine ni en tenant compte de la dépendance géographique entre provinces.

2.4 Positionnement de la recherche actuelle

La présente contribution se positionne à la jonction de deux champs — l'économie de la fécondité et l'analyse spatiale des inégalités de genre sur le marché du travail. Elle prolonge, en la transposant à la fécondité, la démarche déjà appliquée avec succès à des thématiques socio-économiques connexes dans des contextes comparables (Tableau 1), tout en inversant la perspective analytique dominante dans les rares travaux marocains existants sur l'activité féminine (Mejjati Alami, 2001 ; Sajoux & Chahoua, 2013) : il ne s'agit plus d'expliquer le chômage ou l'inactivité féminine par des facteurs exogènes, mais d'expliquer la fécondité provinciale par les conditions socio-économiques et d'insertion économique des femmes. Elle apporte trois contributions principales : premièrement, l'exploitation des données du RGPH 2024, la plus récente opération de recensement disponible, à l'échelle des 75 provinces, rarement mobilisée dans la littérature marocaine quantitative ; deuxièmement, l'application d'un protocole ESDA et GWR — jusqu'ici essentiellement utilisé dans des contextes européens, est-asiatiques, est-africains et moyen-orientaux comparables (Tableau 1), et non encore appliqué, à notre connaissance, à la fécondité marocaine — à une échelle provinciale ; troisièmement, une modélisation intégrée reliant simultanément trois dimensions des conditions socio-économiques féminines (capital humain, insertion à l'emploi, statut professionnel) à la fécondité provinciale.

2.5 Cadre conceptuel guidant l'étude

Le cadre conceptuel retenu s'articule autour de l'hypothèse centrale selon laquelle la fécondité provinciale est associée aux conditions socio-économiques des femmes, et selon laquelle cette association peut varier localement d'une province à l'autre. La spécification générale s'écrit :

$$ICF_i = f(Ch\hat{o}mage_F_i, Analphab\hat{e}tisme_F_i, Ind\acute{e}pendante_F_i) \quad (1)$$

Où l'indice i désigne la province. Trois hypothèses en découlent, illustrées à la Figure 1 :

- H1 : le taux de chômage féminin est significativement associé à l'ICF provincial, avec une intensité susceptible de varier spatialement ;
- H2 : un taux plus élevé d'analphabétisme féminin (15 ans et plus) est associé positivement à l'ICF provincial ;
- H3 : une part plus élevée de femmes indépendantes parmi les femmes actives occupées est associée négativement à l'ICF provincial.

Il convient de préciser la portée de H1 : le taux de chômage féminin est mobilisé ici comme un indicateur de difficulté d'insertion sur le marché du travail, et non comme une mesure directe de précarité de l'emploi — celle-ci renverrait plutôt à des dimensions telles que l'informalité, la nature du contrat ou la stabilité du revenu, non observées dans les données du RGPH 2024 mobilisées ici. Le chômage féminin et le statut d'indépendante renseignent ainsi des dimensions distinctes et complémentaires de l'insertion économique des femmes, sans préjuger d'un classement implicite entre situations « précaires » et « non précaires ».

La proximité géographique entre provinces (matrice de pondération spatiale W , contiguïté Rook ou k plus proches voisins) est mobilisée à deux niveaux distincts et complémentaires : d'une part, pour tester l'existence d'une autocorrélation spatiale descriptive de l'ICF et de ses déterminants au moyen de l'indice de Moran (étape ESDA) ; d'autre part, pour pondérer les observations voisines dans l'estimation locale des coefficients du modèle GWR. Cette distinction mérite d'être explicitée avant l'exposition des résultats, tant elle conditionne l'interprétation de l'ensemble de l'étude.

Un modèle de dépendance spatiale de type spillover — spatial lag (SAR), spatial error (SEM) ou Spatial Durbin (SDM) — postule qu'une partie de la valeur de la variable dépendante d'une province (ou de ses résidus) s'explique directement par la valeur observée dans les provinces voisines, formellement au travers d'un terme $W \times ICF$ ou $W \times X$ intégré à l'équation de régression

elle-même. Un tel modèle répond à la question : « la fécondité d'une province est-elle mécaniquement influencée par celle de sa voisine, au-delà de leurs caractéristiques socio-économiques respectives ? ». La GWR répond à une question de nature différente : elle suppose une relation structurelle unique entre l'ICF et ses déterminants (mêmes variables explicatives pour toutes les provinces), mais autorise l'intensité — et éventuellement le signe — de cette relation à varier selon la localisation, chaque coefficient $\beta(u_i, v_i)$ étant estimé à partir d'un sous-échantillon pondéré par la distance géographique aux provinces voisines. La proximité spatiale y joue donc un rôle de pondération statistique de l'échantillon d'estimation, non un rôle causal explicite entre unités voisines. Concrètement, une autocorrélation spatiale positive de l'ICF (mesurée par l'indice de Moran, section 3.3) est compatible aussi bien avec l'existence de spillovers directs (SAR/SDM) qu'avec une simple similarité des conditions socio-économiques entre provinces voisines sans mécanisme causal direct — la GWR, à elle seule, ne permet pas de trancher entre ces deux explications, ce qui justifie de la présenter comme un outil d'exploration de l'hétérogénéité spatiale des relations plutôt que comme un test de dépendance spatiale directe. La modélisation explicite des effets de débordement territoriaux relèverait ainsi de modèles distincts, complémentaires à la présente approche et évoqués en perspective de recherche future (section 5).

3. Méthodologie

3.1 Sources de données et variables

Les données mobilisées proviennent du Recensement Général de la Population et de l'Habitat (RGPH) 2024, disponibles pour les 75 provinces et préfectures du Royaume, unité spatiale d'analyse retenue. La variable dépendante est l'Indice Conjoncturel de Fécondité (ICF) provincial, qui varie de 1,34 à 3,12 enfants par femme (moyenne $\approx 2,06$). Trois variables exogènes sont retenues, présentées au Tableau 2 : le taux de chômage féminin, le taux d'analphabétisme féminin de 15 ans et plus, et la part des femmes actives occupées ayant le statut d'indépendante.

Table 2. Variables endogène et exogènes de l'étude (RGPH 2024, échelle provinciale)¹

¹HCP, RGPH 2024.

Variable	Type	Code (R)	Définition (RGPH 2024)	Hyp.
Indice Conjoncturel de Fécondité	Endogène	ICF / indcdfc	Nombre moyen de naissances vivantes qu'aurait une femme si elle connaissait, durant toute sa vie féconde, les conditions de fécondité observées durant les 12 mois précédant la date de référence du recensement.	—
Taux de chômage féminin	Exogène	Chomage_F	Part des femmes actives de 15 ans et plus au chômage, rapportée à la population active féminine provinciale.	H1
Taux d'analphabétisme féminin (15 ans+)	Exogène	Analphabetisme_F	Part des femmes de 15 ans et plus ne sachant ni lire ni écrire, rapportée à la population féminine de 15 ans et plus.	H2
Statut d'indépendante	Exogène	Independantes_F	Part des femmes actives occupées de 15 ans et plus déclarant le statut d'indépendante dans leur profession.	H3

3.2 Matrices de pondération spatiale

Trois matrices de pondération spatiale W ont été construites afin de tester la robustesse des résultats au choix de la structure de voisinage : une matrice de contiguïté Rook (partage d'une frontière commune), une matrice des k plus proches voisins ($k = 10$), et une matrice de seuil de distance (300 km). Le nombre moyen de voisins par province est respectivement de 4,69 (Rook), 10 (KNN10, par construction) et 30,29 (seuil de distance de 300 km). Les matrices Rook et KNN10 ont été retenues pour l'analyse exploratoire, la première captant la contiguïté administrative stricte, la seconde une structure de voisinage plus lissée et moins sensible à la taille très hétérogène des provinces marocaines (provinces sahariennes étendues versus provinces urbaines denses).

3.3 Étape 1 — Analyse exploratoire des données spatiales (ESDA)

Conformément au protocole établi par les études de référence (Tableau 1), l'analyse exploratoire précède systématiquement la modélisation explicative. Elle comprend la cartographie thématique de chaque variable à l'échelle provinciale, puis le calcul de l'indice de Moran global (I de Moran), qui teste l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation spatiale :

$$I = (n / S_0) \times [\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})] / [\sum_i (x_i - \bar{x})^2] \quad (2)$$

où n est le nombre de provinces, x_i et x_j les valeurs observées dans les provinces i et j , $\bar{x}$ la moyenne de la variable, w_{ij} les éléments de la matrice W , et S_0 la somme des poids spatiaux. La significativité est testée sous hypothèse de randomisation (test unilatéral, alternative «

greater »), conformément à la pratique standard pour un nombre limité d'unités spatiales. Il importe de souligner que ce test, appliqué directement aux variables, ne renseigne que sur leur structuration spatiale descriptive : il ne permet pas, à lui seul, de conclure à l'invalidité d'un modèle de régression global. C'est le test de l'indice de Moran appliqué aux résidus du modèle global (section 3.4) qui constitue le critère statistique déterminant pour justifier le recours à une modélisation spatiale locale.

3.4 Étape 2 — Modèle global de référence (OLS) et diagnostics

Un modèle de régression linéaire global (moindres carrés ordinaires) est estimé en préalable à toute modélisation locale :

$$ICF_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Ch\^omage_}F_i + \beta_2 \cdot \text{Analphab\^etisme_}F_i + \beta_3 \cdot \text{Ind\^ependante_}F_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

Ce modèle fait l'objet de diagnostics obligatoires avant tout passage à la GWR : test de multicolinéarité par le facteur d'inflation de la variance (VIF), et test de l'indice de Moran appliqué non plus aux variables mais aux résidus du modèle OLS. Un résidu spatialement autocorrélé indique qu'une partie de la structure spatiale du phénomène étudié n'est pas captée par le modèle global — ce qui, à la différence du seul test de Moran sur les variables, constitue la justification statistique directe du passage à un modèle spatial (Anselin, 1988).

3.5 Étape 3 — Régression Géographiquement Pondérée (GWR)

La régression géographiquement pondérée permet d'explorer une question distincte de celle de la dépendance spatiale testée par l'indice de Moran : elle n'estime pas un effet de débordement direct entre provinces voisines, mais teste si la relation entre l'ICF et ses déterminants varie selon la localisation géographique du centroïde (u_i, v_i) de chaque province i :

$$ICF_i = \beta_0(u_i, v_i) + \beta_1(u_i, v_i) \cdot \text{Ch\^omage_}F_i + \beta_2(u_i, v_i) \cdot \text{Analphab\^etisme_}F_i + \beta_3(u_i, v_i) \cdot \text{Ind\^ependante_}F_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

L'estimation a été réalisée sous R (packages `spdep` et `GWmodel`), avec un noyau de pondération bisquare adaptatif. La bande passante optimale a été déterminée par minimisation du critère d'information d'Akaike corrigé (AICc) au moyen de la fonction `bw.gwr()`, procédure retenue conformément à Fotheringham et al. (2002) et Brunsdon et al. (1996). Par souci de transparence méthodologique, il convient de noter qu'une première estimation exploratoire, réalisée avec une version antérieure et non définitive de la variable dépendante, avait retourné une bande

optimale de 26 plus proches voisins. Après correction et finalisation de l'ICF provincial avec les données HCP 2024 définitives, la procédure relancée dans les mêmes conditions méthodologiques a retourné une bande optimale de 54 plus proches voisins (AICc minimal = 1,51, contre 1,55 pour $bw = 55$ et 1,61 pour $bw = 53$). Conformément aux bonnes pratiques de reproductibilité, seule cette bande optimale finale ($bw = 54$) est retenue pour l'ensemble des résultats interprétés dans la section suivante ; le résultat exploratoire ($bw = 26$) n'est mentionné qu'à titre de traçabilité méthodologique.

La significativité locale de chaque coefficient est évaluée à l'aide d'un test t local ($|\text{coefficient} / \text{erreur-type}| > 1,96$, soit $p < 0,05$), tandis que la variabilité spatiale de l'amplitude des coefficients est examinée au moyen du test de Monte-Carlo implémenté dans la fonction `montecarlo.gwr()`. L'estimation repose sur 99 simulations. Le test ne met pas en évidence de non-stationnarité statistiquement significative de l'amplitude des coefficients. Ce résultat doit être interprété au regard de la bande passante relativement large retenue par le modèle ($bw = 54$, soit 72 % de l'échantillon). Plus la bande passante est large, plus chaque estimation locale repose sur un voisinage étendu et plus les coefficients locaux tendent à être rapprochés des valeurs moyennes de l'échantillon, ce qui réduit la dispersion spatiale des estimations et peut limiter la capacité du test à détecter une non-stationnarité de leur amplitude. Ainsi, l'existence de différences de significativité locale — et, pour certaines variables, de signe négatif ne signifie pas nécessairement que l'amplitude des coefficients varie statistiquement de manière significative entre les provinces. Par ailleurs, la comparaison des critères d'information, effectuée sur le même échantillon de 75 provinces et avec une variable dépendante et des variables explicatives identiques, montre une amélioration substantielle de l'ajustement du modèle GWR par rapport au modèle OLS (AICc = 1,51 contre 48,47 ; $\Delta\text{AICc} \approx -46,96$).

4. Résultats et discussion

4.1 Analyse exploratoire des données spatiales

La cartographie de l'ICF provincial (Figure 1) révèle une structuration géographique nette : les valeurs les plus élevées se concentrent dans le Sud-Est et certaines provinces du Rif, tandis que les valeurs les plus faibles se situent dans l'axe Rabat-Casablanca et le Nord-Ouest urbanisé.

A- Indice Conjoncturel de Fécondité (ICF) observé - 2024

Source: HCP 2024 - 75 provinces

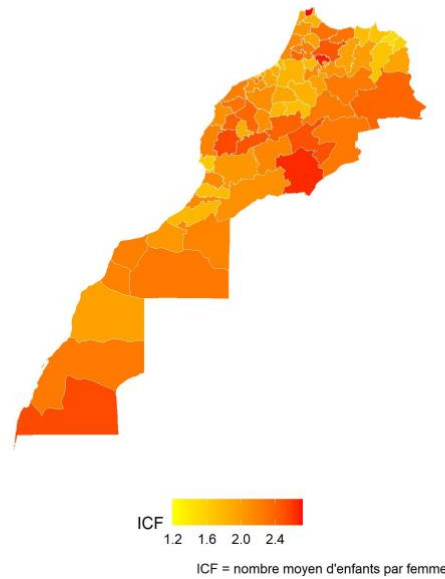


Figure 1. Indice Conjoncturel de Fécondité (ICF) observé par province, 2024

Note. Source : sortie R, fait par nos soins.

Le test de l'indice de Moran global, calculé pour chacune des quatre variables selon les deux matrices de pondération retenues, confirme statistiquement cette structuration spatiale descriptive (Tableau 3). L'ICF présente une autocorrélation spatiale positive et significative sous les deux matrices (Rook : $I = 0,238$, $p < 0,001$; KNN10 : $I = 0,114$, $p = 0,002$), de même que le chômage féminin (Rook : $I = 0,539$, $p < 0,001$; KNN10 : $I = 0,318$, $p < 0,001$) et l'analphabétisme féminin (Rook : $I = 0,510$, $p < 0,001$; KNN10 : $I = 0,274$, $p < 0,001$) — ces deux dernières variables présentant la structuration spatiale la plus forte de l'échantillon. Le statut d'indépendante présente une autocorrélation plus modeste, à la limite de la significativité au seuil de 5 % sous la matrice Rook ($I = 0,105$, $p = 0,060$) mais significative sous KNN10 ($I = 0,079$, $p = 0,017$).

Table 3. Résultats du test de l'indice de Moran global par variable et par matrice de pondération spatiale²

Variable	Matrice	I de Moran	p-value	Interprétation
Indice Conjoncturel de Fécondité	Rook	0,238	0,0006 ***	Autocorrélation modérée
Indice Conjoncturel de Fécondité	KNN10	0,114	0,0020 **	Autocorrélation modérée

²Test de Moran sous hypothèse de randomisation, alternative unilatérale « greater ». *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; ns = non significatif à 5 %.

Variable	Matrice	I de Moran	p-value	Interprétation
Chômage féminin	Rook	0,539	< 0,001 ***	Autocorrélation très forte
Chômage féminin	KNN10	0,318	< 0,001 ***	Autocorrélation forte
Analphabétisme féminin (15 ans+)	Rook	0,510	< 0,001 ***	Autocorrélation très forte
Analphabétisme féminin (15 ans+)	KNN10	0,274	< 0,001 ***	Autocorrélation forte
Statut d'indépendante	Rook	0,105	0,0596 ns	Autocorrélation faible, non significative à 5 %
Statut d'indépendante	KNN10	0,079	0,0167 *	Autocorrélation faible, significative

Source : fait par les auteurs.

Ces résultats indiquent que l'ICF et ses déterminants exogènes présentent une structuration spatiale statistiquement non aléatoire, en particulier le chômage et l'analphabétisme féminins, les plus fortement clustérisés de l'échantillon. Ce constat, à lui seul, ne suffit cependant pas à invalider un modèle de régression global : c'est le comportement spatial des résidus du modèle OLS, examiné ci-après, qui détermine si le recours à une modélisation locale est statistiquement justifié.

4.2 Modèle global de référence (OLS)

Le modèle OLS de référence ($ICF \sim \text{Chômage_F} + \text{Analphabétisme_F} + \text{Indépendante_F}$) présente un pouvoir explicatif limité ($R^2 \approx 0,17$; $AICc = 48,47$) et indique, à l'échelle globale, un effet positif et significatif de l'analphabétisme féminin sur l'ICF, tandis que le chômage féminin et le statut d'indépendante n'atteignent pas la significativité statistique au niveau global. Les facteurs d'inflation de la variance (VIF) restent inférieurs à 1,5, écartant tout problème de multicolinéarité entre les trois variables exogènes. Le test de l'indice de Moran appliqué aux résidus du modèle OLS révèle en tout état de cause une autocorrélation spatiale résiduelle forte et hautement significative ($I = 0,33$, $p < 0,001$) : une partie substantielle de la structure spatiale de l'ICF n'est donc pas captée par le modèle global, ce qui constitue — à la différence du seul indice de Moran calculé sur les variables — la justification statistique directe du passage à la régression géographiquement pondérée.

4.3 Modèle de Régression Géographiquement Pondérée (GWR)

Le modèle GWR final, calibré avec un noyau bisquare adaptatif et une bande passante optimale de 54 provinces voisines (soit 72 % de l'échantillon), améliore substantiellement l'ajustement

par rapport au modèle OLS : $AICc = 1,51$ contre 48,47 pour l'OLS, soit $\Delta AICc \approx -46,96$ (sous réserve de la vérification de cohérence d'échantillon mentionnée en section 3.5). Le R^2 local varie de 0,17 à 0,64 selon les provinces (1er quartile = 0,49 ; médiane = 0,55 ; moyenne = 0,52 ; 3e quartile = 0,60), avec une capacité explicative plus élevée dans les provinces du Nord et du Nord-Est qu'au Sud (Figure 2). L'indice de Moran appliqué aux résidus du modèle GWR devient non significatif ($I = 0,015$, $p = 0,353$), contre 0,33 ($p < 0,001$) sous OLS, ce qui indique que la modélisation locale corrige l'autocorrélation spatiale résiduelle observée dans le modèle global.

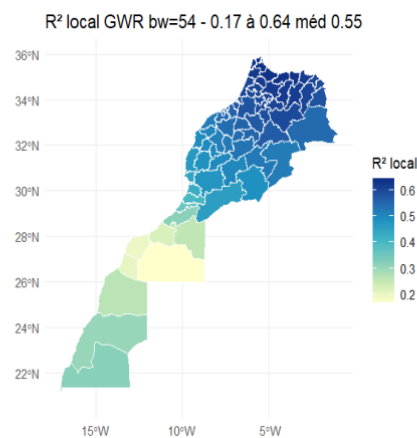


Figure 2. R^2 local du modèle GWR final (bw = 54) par province³

Source : fait par nos soins, sortie R.

4.3.1 Significativité locale des coefficients

La significativité locale de chaque coefficient a été testée province par province (Tableau 4 et Figures 3 à 5). L'analphabétisme féminin constitue le déterminant le plus robuste : son effet est statistiquement significatif dans 69 provinces sur 75 (92 %), de signe positif dans la quasi-totalité des cas significatifs (coefficients approximativement compris entre 0,012 et 0,024), avec les valeurs les plus élevées dans les provinces du Nord et du Nord-Ouest ; seules quelques provinces du Sud (grisées sur la Figure 3, non significatives) échappent à cette relation. Ce résultat confirme, à l'échelle locale, l'hypothèse H2 selon laquelle le déficit en capital humain féminin est associé à une fécondité provinciale plus élevée, de façon quasi généralisée sur le territoire.

³Estimation propre, R (GWmodel), noyau bisquare adaptatif, bw = 54, n = 75 provinces.

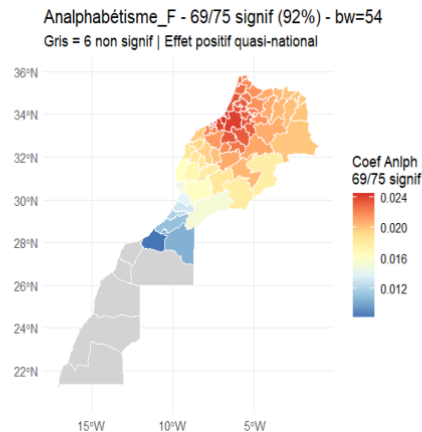


Figure 3. Coefficient local de l'analphabétisme féminin sur l'ICF (bw = 54)⁴

Source : sortie R, fait par nos soins.

Le chômage féminin est significatif dans 42 provinces sur 75 (56 %), avec une hétérogénéité de signe⁵ selon les régions (Figure 4) : l'effet apparaît positif dans plusieurs provinces du Nord (Rif, Tanger-Tétouan), et négatif dans un ensemble de provinces du Centre-Est, les 33 provinces restantes n'atteignant pas le seuil de significativité. Ce résultat doit être lu avec prudence : il indique une association statistique locale entre chômage féminin et ICF, spatialement variable en significativité et en signe, sans qu'il soit possible d'en inférer un mécanisme causal univoque à ce stade. Le chômage féminin devrait ici être compris comme un indicateur de difficulté d'insertion sur le marché du travail plutôt que comme une mesure directe de précarité de l'emploi (voir section 2.5) ; l'hétérogénéité de signe observée mériterait une analyse complémentaire pour identifier les facteurs contextuels (structure économique locale, taux d'urbanisation, poids de l'agriculture) susceptibles de l'expliquer.

⁴Zones grisées : coefficient non significatif ($|t| < 1,96$). Source : estimation propre, R (GWmodel).

⁵ « Hétérogénéité de signe » veut dire que le coefficient n'a pas le même signe (positif ou négatif) partout, contrairement à l'analphabétisme féminin, qui est presque partout positif (plus d'analphabétisme, plus de fécondité, de façon assez uniforme sur le territoire).

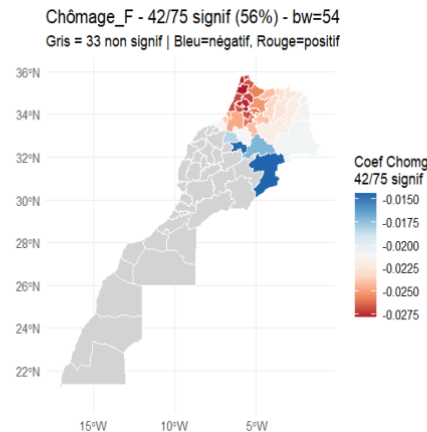


Figure 4. Coefficient local du chômage féminin sur l'ICF (bw = 54)⁶

Source : fait par les auteurs, sortie R.

Le statut d'indépendante n'est significatif que dans 6 provinces sur 75 (8 %), un effet très circonscrit géographiquement, concentré dans un petit ensemble de provinces du Centre du pays (Figure 5), avec une hétérogénéité de signe locale (effet positif dans une province, négatif dans les provinces immédiatement voisines). L'ampleur très limitée de cet ensemble de provinces significatives invite à la prudence dans l'interprétation de ce résultat, qui mériterait d'être confirmé sur un sous-échantillon élargi ou avec des données complémentaires avant d'en tirer des conclusions généralisables.

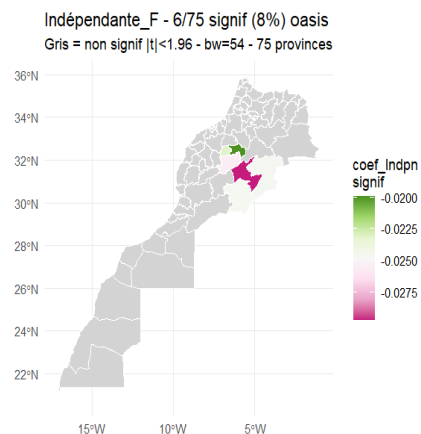


Figure 5. Coefficient local du statut d'indépendante sur l'ICF (bw = 54)⁷

Source : sortie R, fait par les auteurs.

⁶Zones grisées : coefficient non significatif ($|t| < 1,96$). Source : estimation propre, R (GWmodel).

⁷Zones grisées : coefficient non significatif ($|t| < 1,96$). Source : estimation propre, R (GWmodel).

Table 4. Synthèse de la significativité locale des coefficients du modèle GWR final (bw = 54)⁸

Variable	Provinces sign. ($ t > 1,96$)	% échant.	Plage approximative des coefficients significatifs	Sens dominant
Analphabétisme féminin (15 ans+)	69 / 75	92 %	$\approx 0,012$ à $0,024$	Positif (structurel, quasi national)
Chômage féminin	42 / 75	56 %	$\approx -0,0275$ à $-0,0150$ (majorité) ; positif localement au Nord	Hétérogène selon les régions
Statut d'indépendante	6 / 75	8 %	$\approx -0,0275$ à $-0,0200$ (positif dans 1 province adjacente)	Très localisé (Centre du pays)

Source : fait par nos soins.

4.3.2 Test de variabilité spatiale (Monte-Carlo)

Le test de Monte-Carlo (99 simulations), portant sur l'hypothèse nulle d'absence de variabilité spatiale de l'amplitude des coefficients, retourne des p-values de 0,99 pour les trois variables exogènes et la variable de dépendance, ce qui conduit à ne pas rejeter l'hypothèse nulle. Ce résultat impose une lecture prudente des résultats précédents : la GWR met en évidence une variation locale de la significativité et, pour le chômage féminin et le statut d'indépendante, du signe des coefficients, mais le test de Monte-Carlo ne permet pas de conclure statistiquement à une non-stationnarité significative de leur amplitude.

Ces deux résultats, en apparence contradictoires, peuvent s'expliquer par le mécanisme de lissage associé à la bande passante retenue. Avec $bw = 54$ (72 % de l'échantillon), les sous-échantillons pondérés utilisés pour estimer les coefficients locaux de deux provinces, même relativement éloignées, se recouvrent largement. Une province du Nord et une province du Centre peuvent ainsi partager une part substantielle de leurs 54 voisins les plus proches, ce qui tend à rapprocher leurs estimations locales et à limiter la dispersion spatiale des coefficients. Ce mécanisme contribue à expliquer pourquoi le test de Monte-Carlo ne détecte pas de non-stationnarité significative de leur amplitude.

Le même lissage permet toutefois d'estimer les coefficients locaux à partir d'un nombre important d'observations pondérées, ce qui peut améliorer leur précision. Un coefficient de faible amplitude mais estimé avec une erreur-type suffisamment faible peut ainsi demeurer statistiquement significatif ($|\text{coefficient} / \text{erreur-type}| > 1,96$) dans une large majorité de

⁸Seuil de significativité : $|\text{coefficient} / \text{erreur-type}| > 1,96$ ($p < 0,05$), testé localement pour chaque province à partir du modèle GWR final $bw = 54$. Les plages de coefficients sont lues sur les légendes cartographiques (Figures 3-5).

provinces, sans que son amplitude varie significativement d'une localisation à l'autre. La significativité locale et la variabilité spatiale de l'amplitude renseignent donc deux propriétés distinctes du modèle GWR : la première indique si l'effet est statistiquement distinguable de zéro compte tenu de sa précision locale, tandis que la seconde évalue si la valeur du coefficient varie suffisamment entre les localisations pour conclure à une non-stationnarité statistiquement significative.

Un noyau large comme celui retenu ici ($bw = 54$) tend ainsi à favoriser une significativité locale relativement répandue tout en limitant la détection d'une forte variabilité spatiale de l'amplitude. C'est notamment le profil observé pour l'analphabétisme féminin, significatif dans 92 % des provinces et caractérisé par une plage de coefficients relativement resserrée (Tableau 4). À l'inverse, le statut d'indépendante, significatif dans seulement 6 provinces sur 75, illustre un signal local beaucoup plus circonscrit géographiquement. Dans ce cas, le lissage associé à une bande passante large peut contribuer à atténuer la détection de relations très localisées. Une bande passante plus étroite, ou une approche multi-échelle telle que la MGWR, pourrait être mobilisée dans de futurs travaux afin d'examiner plus finement ce type de variation spatiale.

4.4 Discussion et comparaison avec la littérature

Ces résultats peuvent être résumés autour de trois constats principaux. Premièrement, la fécondité provinciale marocaine présente une structuration spatiale statistiquement significative, tout comme plusieurs de ses déterminants socio-économiques féminins. Cette configuration rejoint les travaux qui montrent que les phénomènes démographiques et socio-économiques présentent des variations spatiales qui ne peuvent être pleinement appréhendées à partir de relations moyennes nationales (Egidi & Salvati, 2021 ; Mansour et al., 2020). Dans le cas marocain, la structuration particulièrement forte du chômage et de l'analphabétisme féminins suggère que les disparités de fécondité s'inscrivent dans des configurations territoriales différenciées.

Deuxièmement, l'analphabétisme féminin apparaît comme le déterminant le plus robuste et le plus généralisé de l'ICF provincial, avec une association positive et statistiquement significative dans 69 des 75 provinces (92 %). Ce résultat est cohérent avec les mécanismes mis en avant par la transition démographique et la Nouvelle économie domestique, selon lesquels l'accumulation de capital humain féminin et la transformation du coût d'opportunité

du temps peuvent contribuer à modifier les comportements de fécondité (Becker, 1960 ; Doliger, 2008). Il apporte toutefois une nuance importante aux travaux de Sajoux et Chahoua sur la transition de la fécondité au Maroc. Ceux-ci avaient souligné le caractère complexe et spatialement différencié de la relation entre développement, instruction féminine et fécondité, ainsi qu'une forme de déconnexion entre le recul de l'analphabétisme et la baisse de la fécondité à certaines échelles territoriales. À l'échelle provinciale et à partir des données du RGPH 2024, l'association entre analphabétisme féminin et ICF apparaît au contraire statistiquement significative dans la très grande majorité des territoires. Cette différence peut suggérer que la relation entre capital humain féminin et fécondité dépend à la fois de la période d'observation et de l'échelle spatiale retenue.

Troisièmement, le chômage féminin et, plus encore, le statut d'indépendante présentent des associations beaucoup plus localisées et territorialement conditionnelles avec l'ICF. Cette configuration est cohérente avec les travaux soulignant que la relation entre conditions du marché du travail féminin et fécondité dépend du contexte économique et des caractéristiques des opportunités d'emploi (Schaller, 2016). Dans notre analyse, le chômage féminin présente même une variation de signe selon les territoires, tandis que l'association du statut d'indépendante demeure très circonscrite. Ces résultats montrent ainsi que les conditions d'insertion économique des femmes ne sont pas associées de manière uniforme à la fécondité à l'échelle du territoire marocain.

5. Conclusion

Cette étude a mobilisé un protocole d'analyse exploratoire des données spatiales suivi d'une régression géographiquement pondérée pour analyser la relation entre fécondité et conditions socio-économiques des femmes à l'échelle des 75 provinces et préfectures du Maroc, à partir des données du RGPH 2024. Les résultats montrent que l'ICF et ses déterminants exogènes présentent une structuration spatiale statistiquement significative, que le modèle global (OLS) laisse une autocorrélation résiduelle non expliquée, et que le modèle GWR final ($bw = 54$) corrige cette autocorrélation tout en améliorant sensiblement l'ajustement. L'analphabétisme féminin apparaît comme le déterminant structurel dominant et quasi national de l'ICF provincial, tandis que le chômage féminin et surtout le statut d'indépendante présentent des associations significatives dans des sous-ensembles plus restreints et spatialement circonscrits

de provinces, sans que le test de Monte-Carlo ne confirme une non-stationnarité statistiquement significative de l'amplitude de ces effets.

Sur le plan théorique, ces résultats confirment la pertinence conjointe de la Nouvelle économie domestique et des théories de la diffusion sociale pour l'analyse de la fécondité marocaine provinciale, tout en illustrant la nécessité de distinguer clairement la structuration spatiale descriptive (indice de Moran), l'autocorrélation résiduelle d'un modèle global et la variation locale des relations structurelles explorée par la GWR.

Sur le plan opérationnel, ces résultats peuvent être traduits en leviers d'action différenciés selon la nature géographique de chaque déterminant. L'analphabétisme féminin, significatif dans 92 % des provinces avec une amplitude relativement homogène, appelle une politique d'alphabétisation féminine à portée nationale, tout en accordant une priorité opérationnelle aux territoires ruraux où le déficit d'instruction féminine demeure particulièrement marqué. Le chômage féminin, significatif dans 56 % des provinces avec une hétérogénéité de signe entre le Nord et le Centre-Est, appelle à l'inverse un diagnostic économique local préalable à toute intervention. Les politiques d'insertion professionnelle des femmes gagneraient ainsi à tenir compte des caractéristiques propres aux territoires, notamment de leur degré d'urbanisation, de leur structure productive et du poids de l'emploi informel. Le statut d'indépendante, dont l'association à l'ICF n'est significative que dans un petit ensemble de provinces du Centre à économie oasisienne, suggère quant à lui que les politiques de soutien à l'entrepreneuriat féminin gagneraient à être conçues comme des interventions territorialisées, compte tenu du caractère très localisé de l'association observée.

Cette recherche présente certaines limites. D'une part, La nature transversale des données du RGPH 2024 ne permet pas d'établir de relations de causalité, mais uniquement des associations spatialement variables. D'autre part, la sensibilité des résultats à la bande passante — illustrée par l'écart entre l'estimation exploratoire ($bw = 26$) et l'estimation finale ($bw = 54$) — invite à la prudence dans l'interprétation de l'hétérogénéité spatiale.

Deux prolongements méthodologiques apparaissent particulièrement prometteurs. D'une part, le recours à une régression géographiquement pondérée multi-échelle (Multiscale GWR, MGWR) permettrait de tester directement l'hypothèse selon laquelle les trois déterminants retenus opèrent à des échelles spatiales distinctes. L'analphabétisme féminin, dont l'association

quasi nationale suggère une échelle d'influence large, pourrait ainsi être comparé au statut d'indépendante, dont l'association très localisée suggère une échelle d'influence plus restreinte. La MGWR, en autorisant une bande passante spécifique à chaque variable plutôt qu'une bande unique commune au modèle, offrirait ainsi une lecture plus fine des différentes échelles spatiales à l'œuvre.

D'autre part, la mobilisation de données longitudinales — notamment les RGPH 2004, 2014 et 2024, lorsque des variables comparables peuvent être harmonisées — permettrait d'examiner la stabilité temporelle des structures spatiales identifiées et d'améliorer l'analyse de leur dynamique, ce que ne permet pas une coupe transversale. Enfin, des modèles de type Spatial Durbin (SDM) permettraient de décomposer explicitement les effets directs et les effets de débordement spatial des déterminants retenus, complétant ainsi la lecture de l'hétérogénéité spatiale proposée par la GWR par une modélisation directe de la dépendance spatiale entre provinces voisines.

Références

- Ajbilou, A., & El Aynaoui, K. (2024). L'évolution récente de la fécondité au Maroc : Changement dans la continuité (Policy Brief No. PB-13/24). Policy Center for the New South.
- Andrés-Rosales, R., Czarnecki, L., & Mendoza-González, M. Á. (2019). A spatial analysis of precariousness and the gender wage gap in Mexico, 2005-2018. *The Journal of Chinese Sociology*, 6, Article 13. <https://doi.org/10.1186/s40711-019-0104-2>
- Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: Methods and models*. Kluwer Academic Publishers.
- Anselin, L. (1995). Local indicators of spatial association—LISA. *Geographical Analysis*, 27(2), 93-115. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x>
- Arnoult, É., & Duhautois, R. (2019). Une analyse spatiale des mouvements de l'emploi et de la population en France. *Travail et Emploi*, 160, 23-46.
- Becker, G. S. (1960). An economic analysis of fertility. In *Universities-National Bureau of Economic Research (Ed.), Demographic and economic change in developed countries* (pp. 209-240). Princeton University Press.
- Becker, G. S. (1965). A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, 75(299), 493-517. <https://doi.org/10.2307/2228949>
- Becker, G. S. (1981). *A treatise on the family*. Harvard University Press.

- Bongaarts, J., & Watkins, S. C. (1996). Social interactions and contemporary fertility transitions. *Population and Development Review*, 22(4), 639-682. <https://doi.org/10.2307/2137804>
- Bonneuil, N., & Dassouki, C. (2006). Women's education and diffusion of the fertility transition: The case of Egypt 1960-1996 in 4905 administrative subdivisions. *Journal of Population Research*, 23(1), 27-39.
- Bras, H. (2014). Structural and diffusion effects in the Dutch fertility transition, 1870-1940. *Demographic Research*, 30(5), 151-186. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2014.30.5>
- Broze, L., Steinauer, M., & Thomas, I. (2002). Discrimination spatiale des femmes et ségrégation sur le marché du travail : L'exemple de Bruxelles. *Espace, Populations, Sociétés*, 20(3), 323-345. <https://doi.org/10.3406/espos.2002.2043>
- Brunsdon, C., Fotheringham, A. S., & Charlton, M. E. (1996). Geographically weighted regression: A method for exploring spatial nonstationarity. *Geographical Analysis*, 28(4), 281-298. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1996.tb00936.x>
- Cleland, J., & Wilson, C. (1987). Demand theories of the fertility transition: An iconoclastic view. *Population Studies*, 41(1), 5-30.
- Cliff, A., & Ord, J. K. (1981). *Spatial processes: Models & applications*. Pion.
- Doepke, M., Hannusch, A., Kindermann, F., & Tertilt, M. (2022). The economics of fertility: A new era (IZA Discussion Paper No. 15224). IZA Institute of Labor Economics.
- Doliger, C. (2008). La fécondité et ses déterminants économiques : Becker vs Easterlin. *Revue Économique*, 59(5), 955-971. <https://doi.org/10.3917/reco.595.0955>
- Easterlin, R. A. (1975). An economic framework for fertility analysis. *Studies in Family Planning*, 6(3), 54-63.
- Edon, C., & Kamionka, T. (2011). Modélisation dynamique de la fécondité et de la participation au marché du travail des femmes en couple. *Revue Économique*, 62(3), 429-440.
- Egidi, G., & Salvati, L. (2021). Changes over time in the spatial structure of fertility rates as a dynamic indicator of urban transformations. *Quality & Quantity*, 55, 151-172. <https://doi.org/10.1007/s11135-020-00998-4>
- Fleisher, B. M., & Rhodes, G. F. (1979). Fertility, women's wage rates, and labor supply. *American Economic Review*, 69(1), 14-24.
- Fotheringham, A. S., Brunsdon, C., & Charlton, M. (2002). *Geographically weighted regression: The analysis of spatially varying relationships*. Wiley.
- Hailegebreal, S., Haile, F., Haile, Y., Simegn, A. E., & Enyew, E. B. (2023). Using geographically weighted regression analysis to assess predictors of home birth hot spots in Ethiopia. *PLOS ONE*, 18(6), e0286704. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0286704>

- Haut-Commissariat au Plan. (2024). Résultats du Recensement Général de la Population et de l'Habitat 2024. HCP.
- Haut-Commissariat au Plan. (2024). Analyse intersectionnelle de la participation des femmes au marché du travail marocain : Une étude comparative entre la région de Casablanca-Settat et de l'Oriental. HCP.
- Kawabata, M., & Abe, Y. (2018). Intra-metropolitan spatial patterns of female labor force participation and commute times in Tokyo. *Regional Science and Urban Economics*, 68, 291-303. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2017.11.003>
- Lewandowska-Gwarda, K. (2018). Female unemployment and its determinants in Poland in 2016 from the spatial perspective. *Oeconomia Copernicana*, 9(2), 183-204. <https://doi.org/10.24136/oc.2018.010>
- Mansour, S., Al-Awadhi, T., Al Nasiri, N., & Al Balushi, A. (2020). Modernization and female labour force participation in Oman: Spatial modelling of local variations. *Annals of GIS*, 28(2), 229-243. <https://doi.org/10.1080/19475683.2020.1768437>
- Manzanares-Gutiérrez, Á. (2021). Spatial analysis of the gender gap in employment in the labor market of the Region of Murcia (Spain). *Brazilian Journal of Business*, 3(3), 2671-2684. <https://doi.org/10.34140/bjbv3n3-046>
- Mejjati Alami, R. (2001, August 18-24). Femmes et marché du travail au Maroc [Conference presentation]. XXIVe Congrès Général de la Population, UIESP, Salvador, Brésil.
- Moran, P. A. P. (1950). Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, 37(1/2), 17-23.
- Pollak, R. A., & Wachter, M. L. (1975). The relevance of the household production function and its implications for the allocation of time. *Journal of Political Economy*, 83(2), 255-277.
- Sabater, A., & Graham, E. (2019). International migration and fertility variation in Spain during the economic recession: A spatial Durbin approach. *Applied Spatial Analysis and Policy*, 12(3), 515-546. <https://doi.org/10.1007/s12061-018-9255-9>
- Sajoux, M., & Chahoua, M. (2013, August 26-31). Transition de la fécondité au Maroc : Le rôle des hommes [Conference presentation]. IUSSP International Population Conference, Busan, South Korea.
- Schaller, J. (2016). Booms, busts, and fertility: Testing the Becker model using gender-specific labor demand. *Journal of Human Resources*, 51(1), 1-29.
- Schultz, T. P. (1990). Testing the neoclassical model of family labor supply and fertility. *Journal of Human Resources*, 25(4), 599-634.
- Shifti, D. M., Chojenta, C., Holliday, E. G., & Loxton, D. (2020). Application of geographically weighted regression analysis to assess predictors of short birth interval hot spots in Ethiopia. *PLOS ONE*, 15(5), e0233790. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0233790>

- Singh, A., & Masquelier, B. (2018). Continuities and changes in spatial patterns of under-five mortality at the district level in India (1991-2011). *International Journal of Health Geographics*, 17, Article 39. <https://doi.org/10.1186/s12942-018-0159-3>
- Tobler, W. R. (1970). A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic Geography*, 46, 234-240.