Région et Développement

n° 64-2026

www.regionetdeveloppement.org

La migration interne et la disparité des taux d'attractivité en Tunisie : une analyse spatiale

Mohamed KRIAA[*]
Nafissa ABBASSI[**]

Résumé - Cet article analyse l'attractivité migratoire des délégations tunisiennes, en mettant en évidence les disparités spatiales et les facteurs socio-économiques qui sont à la base des mouvements migratoires internes. L'étude repose sur les données du Recensement Général de la Population et de l'Habitat de 2014, couvrant la période 2009-2014. L'analyse exploratoire des données spatiales met en évidence une autocorrélation spatiale significative des taux d'attractivité, révélant l'existence de concentrations marquées dans les zones urbaines du littoral. Afin de tenir compte de cette structure spatiale, l'analyse économétrique mobilise successivement un modèle à décalage spatial (SAR), un modèle à erreur spatiale (SEM) et un modèle de Durbin spatial (SDM). Les résultats montrent que l'attractivité migratoire d'une délégation dépend non seulement de ses caractéristiques propres, mais également de celles des territoires voisins, traduisant l'existence de mécanismes de polarisation et d'effets de diffusion spatiale. Loin de jouer un rôle d'ajustement ou d'équilibrage territorial, la migration interne apparaît comme un facteur de renforcement des disparités régionales en faveur des délégations tunisiennes les plus dynamiques.

Classification JEL
C31, J60, R12, R23

Mots-clés
Econométrie spatiale
Migration interne
Taux d'attraction
Tunisie

Nous tenons à remercier les rapporteurs et la direction de la revue pour leurs remarques qui ont permis d'améliorer substantiellement cet article.

[*] Institut Supérieur de Gestion de Tunis; mohamed.kriaa@isg.rnu.tn
[**]Ecole Supérieure Sciences Economiques et Commerciales de Tunis ; abbassinafissa@yahoo.com

INTRODUCTION

La Tunisie constitue une étude de cas intéressante en matière de flux migratoires internes en raison de son paysage socioéconomique particulier. Depuis longtemps, la Tunisie connaît des disparités régionales importantes. Tandis que certaines zones sont marquées par une forte concentration des activités économiques et de la population, d'autres espaces au contraire connaissent de fortes déficiences sur le plan démo-économique (Amara et Jemmali, 2018).

Dans cet article, nous analysons les dynamiques spatiales de la migration interne en Tunisie entre 2009 et 2014. Cette période, bien qu'ancienne, constitue la seule fenêtre d'observation permettant d'analyser la migration interne à un niveau fin, celui des délégations. Le recensement général de la population et de l'habitat (RGPH 2014) demeure en effet la dernière source offrant des données exhaustives à tout échelon géographique, les résultats du recensement de 2024 n'étant pas encore disponibles pour les échelons infrarégionaux[1]. Au-delà de cette contrainte statistique, cette période revêt un intérêt analytique particulier : elle correspond à un moment de transition marqué par la Révolution dite du « Printemps arabe », la recomposition des marchés du travail et l'accentuation des disparités territoriales. Étudier cette séquence permet ainsi de saisir comment les comportements migratoires ont réagi à un choc politique et socioéconomique d'ampleur nationale, et de mettre en évidence des mécanismes d'attractivité et de polarisation qui structurent encore durablement l'espace tunisien.

Selon le RGPH 2014, 1 556 444 personnes ont changé de domicile, dont 688 277 personnes (44,2 %) sont considérées comme des migrants internes puisqu'ils ont changé de délégation[2]. En outre, 257 724 personnes (37,3 %) ont changé de délégations tout en restant dans leur gouvernorat de résidence (celui de 2009). Le reste, soit 430 553, ont quitté leur gouvernorat d'origine pour un autre.

Sur le plan méthodologique, pour rendre compte des déterminants de l'attractivité spatiale, l'analyse exploratoire et la modélisation économétrique spatiale sont utilisées à partir des données collectées à l'échelle des délégations tunisiennes, permettant de tenir compte des caractéristiques propres à chacune des délégations mais également de celles de leurs voisines, et donc des effets de débordement, d'entraînement ou d'externalités qui peuvent les lier (Dubé et Legros, 2014).

L'article est organisé de la manière suivante. La section 1 propose un cadre théorique et empirique de la littérature sur la migration interrégionale. La section 2 présente le modèle ainsi que les données utilisées. La section 3 est dédiée à l'analyse exploratoire des données spatiales, en particulier des taux d'attraction et de rétention des délégations en Tunisie. La section 4 expose et discute les résultats des estimations économétriques.

---

[1] Les résultats à l'échelle des gouvernorats de RGPH 2024 ne seront publiés qu'à la fin de 2026, tandis que les données à l'échelle des délégations restent indisponibles.

[2] La Tunisie est divisée en 24 gouvernorats qui portent le nom de leurs chefs-lieux. Les gouvernorats sont subdivisés en 264 circonscriptions administratives (les délégations). Depuis un décret du 26 mai 2016, l'entièreté du territoire est également subdivisée en 350 municipalités. La plus petite division administrative est le secteur, dont le nombre se monte à 2073.

1. CADRAGE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE DE LA MIGRATION INTERNE

1.1. Fondements économiques et modélisation du phénomène migratoire

Le modèle néo-classique est le modèle de base qui a proposé des explications de la migration interne. L'approche néoclassique suppose que l'objectif des migrants porte, principalement, sur la maximisation de leurs utilités ou de leur revenu attendu au cours de leur vie (Fasshauer & Rehdanz, 2015). Selon Massey (1999), l'approche néo-classique peut être divisée en approches macro et microéconomiques. Dans une perspective macroéconomique, les travaux de Lewis (1954) et de Ranis et Fei (1961) constituent des contributions initiales. Selon Lewis (1954), le déplacement des migrants des zones à bas salaires vers les zones à hauts salaires permet de modifier l'offre et la demande de travail régionales. Ainsi, les migrations constituent un mécanisme important d'équilibrage des économies régionales : les travailleurs migrent des régions pauvres en emplois vers les régions riches en emplois, ce qui va tendre vers l'égalisation du niveau des salaires et réduire de ce point de vue les incitations à la mobilité. En termes d'équilibre général, les écarts constatés sont comblés par l'adaptation des salaires et des loyers (Greenwood, 1993).

Pour la nouvelle économie géographique (Krugman, 1991 ; Fujita et Thisse, 2002) la principale force motrice derrière les migrations est la disparité des opportunités entre les différentes régions. Les travailleurs ont tendance à se concentrer dans les régions offrant une forte densité d'emplois, créant ainsi un schéma centre-périphérie caractérisé par des écarts de salaires et de prix, ce qui engendre un déséquilibre régional. Le modèle centre-périphérie de Krugman (1991) offre un cadre d'analyse qui prend en compte le rôle joué par les économies d'échelle (internes et externes), les coûts de transport et les mouvements migratoires inter-régionaux (Catin, 2000). L'agglomération des activités, alimentée par les choix de localisation des industries visant à réduire les coûts de transport et à répondre à la demande locale, renforce ainsi la concentration économique. Elle favorise la polarisation des populations vers les grands marchés. Cependant, ces forces centripètes sont confrontées aux forces centrifuges, telles que les ressources naturelles et les coûts fonciers (Rodríguez-Pose, 2018). La migration crée alors des externalités spatiales positives et négatives qui affectent les individus et les entreprises dans les régions d'origine et de destination. L'évaluation des externalités d'agglomération doit tenir compte en parallèle des interactions entre les régions et des effets de débordement. Au final et contrairement à la théorie néoclassique, la nouvelle économie géographique met l'accent sur les forces d'agglomération et de diffusion des activités économiques. Ainsi, les phénomènes d'urbanisation et de polarisation des espaces tiennent une place fondamentale dans l'analyse des migrations.

1.2. Les bases des modèles empiriques

Le modèle push and pull de Lee (1966) appréhende le phénomène migratoire, d'abord à travers les facteurs répulsifs qui poussent les individus à quitter leur région d'origine et, ensuite, par les facteurs qui les attirent vers de nouvelles destinations. Ces facteurs, tant économiques que non économiques, exercent diverses influences sur le processus de migration (Biagi et al., 2023). Ils sont étroitement liés aux caractéristiques des individus et à leur capacité d'être et d'agir (Sen, 2000) ainsi qu'aux structures économiques et sociales des régions d'un pays (Greenwood, 1997).

Les disparités régionales entre les différents territoires peuvent agir comme des facteurs importants poussant les gens de migrer d'une région vers une autre (Aydalot, 1985). Toutefois, d'un point de vue macroéconomique, il existe une interaction entre la migration et les inégalités spatiales. L'hétérogénéité entre les différentes régions induit un processus de redistribution de la population, qui peut à son tour affecter les caractéristiques structurelles de chaque région.

D'un point de vue microéconomique, chaque ménage (personne ou famille) décide de déménager d'une région vers une autre si la valeur des gains est supérieure à la valeur des coûts de la migration, qu'ils soient monétaires ou non monétaires. En outre, en se fondant sur un programme d'optimisation du niveau d'utilité des individus, il est possible de décliner les différentes forces qui vont déterminer le choix de la localisation (Le Gallo, 2004).

La migration d'une région vers une autre indique que le choix individuel est conditionné, aussi bien, par l'attraction que par la rétention des régions (Biagi et al., 2023). Il s'agit donc de capter l'effet des facteurs qui déterminent le choix d'une région de destination au détriment de la région de départ de l'individu.

1.3. La littérature empirique de la migration interne

La littérature empirique aborde la question de la migration interne sous divers angles. De manière non exhaustive, nous proposons dans ce qui suit une revue de cette littérature.

Martori, Apparicio et Ngui (2016) ont examiné la croissance de la population immigrée dans les zones urbaines de la région métropolitaine de Barcelone. Ils ont exploré plusieurs facteurs socio-économiques tels que les opportunités d'emploi, l'accessibilité au logement, les réseaux sociaux et les services publics ainsi que la densité de la population et la distance par rapport au quartier central pour comprendre les schémas de peuplement des immigrants. L'étude souligne l'importance des facteurs économiques, sociaux et spatiaux pour mieux appréhender l'évolution de la répartition spatiale des groupes d'immigrants au sein des zones urbaines.

Tatli et Tatoğlu (2022) ont examiné les déterminants de la migration interne en Turquie en mobilisant aussi une approche spatiale. Divers facteurs socioéconomiques influencent les mouvements de population à l'intérieur du pays, tels que les opportunités d'emploi, les niveaux de développement économique et la qualité de vie.

Amara et Jemmali (2018) ont étudié les principaux facteurs qui façonnent la migration entre les gouvernorats tunisiens pendant la période 1999-2004. Les auteurs appliquent des modèles de gravité pour montrer que la migration est principalement influencée par la taille de la population, les taux de chômage et les conditions économiques locales. Les résultats montrent que le taux de chômage élevé dans une région joue un rôle répulsif, tandis que des taux de chômage faibles, des taux importants de postes vacants et des dépenses par habitant élevées représentent les facteurs d'attraction les plus importants pour les régions de destination.

Kriaa et Mouaddeb (2014) se sont intéressés à l'étude de la migration interne des jeunes diplômés en Tunisie. Leur étude a permis d'examiner l'effet de la mobilité inter-gouvernorats sur le processus d'insertion professionnelle des diplômés de l'enseignement supérieur. Les auteurs ont spécifié et estimé un modèle gravitationnel permettant de préciser les déterminants de cette mobilité d'emploi. L'analyse des flux migratoires des diplômés qui sont à la recherche d'emploi souligne le déséquilibre existant entre les gouvernorats, notamment quant à la concentration des activités économiques et en matière d'opportunités d'emploi, et la domination de l'effet « push » sur l'effet « pull » de ces facteurs.

Laajimi et Le Gallo (2022) ont abordé les déterminants de la migration interne en Tunisie, en soulignant le rôle crucial du capital humain. Leur étude analyse les facteurs économiques et non économiques qui motivent les départs et les arrivées dans différentes régions du pays. Leurs résultats, tout en mettant l'accent sur la relation entre les facteurs de répulsion et d'attraction, soulignent l'importance de l'éducation, des compétences et de l'expérience professionnelle dans les décisions de migration, ainsi que l'impact des conditions de vie.

Les travaux cités ci-dessus suggèrent que les déséquilibres économiques régionaux jouent un rôle important dans la mobilité interrégionale. Bien que les inégalités entre les territoires soient souvent considérées comme le principal facteur de cette migration interne, il convient de reconnaître que d'autres éléments peuvent également influencer ces mouvements de population. Toutefois, concernant la Tunisie, il est important de souligner que les travaux mentionnés se sont principalement intéressés à la migration entre gouvernorats et non à l'échelle plus fine des délégations.

2. MODÈLE ET DONNÉES

2.1. Présentation et structuration des données mobilisées

Notre étude se concentre sur la migration interne en Tunisie sous un angle méso-économique. Nous analysons les déplacements de populations à l'échelle des délégations, qui constituent une subdivision administrative inférieure à celle des gouvernorats. Ces derniers présentent une forte hétérogénéité selon les délégations qui le composent en termes d'indicateurs socio-économiques, ce qui peut masquer des mouvements significatifs de population au sein des gouvernorats eux-mêmes, comme l'illustre le tableau 1.

Différentes études soulignent que les flux de mobilité interne résultent d'un ensemble de facteurs économiques, sociaux et spatiaux, qui influencent à la fois les décisions d'installation et de maintien des populations (Greenwood, 1997 ; Bell et al., 2015 ; Rees et al., 2017…). C'est pourquoi nous définissons a priori les taux d'attraction (TA) et les taux de rétention (TR) comme variables d'étude possibles. Ces deux indicateurs permettent de saisir deux dimensions complémentaires des dynamiques migratoires territoriales : d'une part, la capacité d'un espace à exercer un pouvoir d'appel sur les migrants et, d'autre part, sa capacité à ancrer les populations déjà installées. Le taux d'attraction mesure le poids des flux d'entrée relativement à l'ensemble formé par les entrants et les résidents stables, tandis que le taux de rétention exprime la proportion de population demeurant dans la région par rapport aux résidents stables et aux sortants.

Tableau 1. Les migrants entre avril 2009 et avril 2014 selon le type de migration

Type de migration	Effectif			
	Non actif	Actif non occupé	Actif occupé	Population en âge d'activité (15 ans et plus)
Migration inter-délégations, même gouvernorat	306 100	57 300	417 700	781 166
Migration inter- gouvernorats	128 300	25 000	168 900	322 264
Population en provenance de l'étranger	16 600	1 500	13 100	31 165
Population totale résidente	4 442 900	573 300	3 259 900	8 312 222

Source: INS 2016.

Les taux d'attraction et de rétention sont définis comme suit :

$$TA = \frac{flux\ d'entrée\ dans\ la\ région}{population\ restant\ dans\ la\ région + flux\ d'entrée\ dans\ la\ région}$$

$$TR = \frac{population\ restant\ dans\ la\ région}{population\ restant\ dans\ la\ région + flux\ de\ sortie\ de\ la\ région}$$

Les données sont issues du recensement général de la population et de l'habitat (RGPH) de 2014. Il s'agit d'une enquête exhaustive réalisée par l'Institut National de la Statistique (INS), où la collecte de données statistiques couvrait toute la population, ménages et logements sur les 24 gouvernorats et les 264 délégations de la Tunisie.

En parallèle, nous avons cherché à identifier les différents facteurs potentiels impactant la mobilité. En se basant sur les développements théoriques et empiriques précédents, trois grands groupes de variables explicatives du phénomène migratoire sont retenus : des variables économiques, des variables démographiques et des variables sociales et relatives au capital humain.

La dynamique du marché régional du travail est explicitement prise en compte. Ainsi, nous mobilisons la variable du taux de chômage régional (TCGH), couramment considérée dans la littérature (Kriaa et Mouadeb, 2014 ; Laajimi et Le Gallo, 2022…). Un TCGH important dans une région tend à provoquer une émigration des actifs. La part d'emploi régional par secteur d'activité – proportion d'actifs occupés dans le secteur tertiaire (SCES), agricole (AGR) et industriel (IND) est aussi prise en compte. De nombreux travaux depuis Ravenstein (1885)[3] soulignent en effet le rôle de la structure sectorielle de l'emploi dans les dynamiques migratoires internes et les trajectoires territoriales (González-Leonardo et al., 2022). D'autres variables économiques, telles que les différences de revenu ou de

[3] La première loi de la migration de Ravenstein (1885) stipule que les grands centres dynamiques de commerce et d'industrie attirent plus les migrants. Elle signifie également plus d'opportunités pour ceux qui y résident.

salaire régional, peuvent influencer la migration, comme le soulignent plusieurs travaux empiriques. Toutefois, en raison de la non-disponibilité de ces informations, nous n'avons pu utiliser ces variables de manière complémentaire ou alternative.

La dimension démographique est appréhendée à travers la densité de population, indicateur largement mobilisé pour capter les économies d'agglomération et l'intensité des interactions territoriales. La densité reflète en effet à la fois la concentration des activités, l'accessibilité aux services, mais aussi la pression foncière, facteurs qui influencent directement l'attractivité des territoires et les décisions de localisation des individus (Combes, Duranton & Gobillon, 2015). Nous utilisons en ce sens la densité de population par délégation (DEN) comme variable explicative du taux d'attraction.

Par ailleurs, les déterminants de la migration relatifs au capital humain peuvent jouer un rôle important. Par définition, le capital humain englobe l'ensemble des compétences, des connaissances, des expériences et des savoirs collectifs qui contribuent significativement à l'augmentation des revenus d'une personne. La migration peut être perçue comme un investissement stratégique dans le capital humain, où les individus comparent les coûts et les bénéfices d'une relocalisation. Cette perspective s'inscrit dans l'idée que les régions dotées d'une population plus qualifiée connaissent une croissance économique plus prononcée, comme l'ont montré de nombreux travaux sur l'attractivité territoriale et la concentration des compétences dans les métropoles (Docquier & Machado, 2016 ; Florida, 2017 ; Catin et Van Huffel, 2019…). En ce sens nous avons construit et intégré, comme facteurs explicatifs, des indicateurs de scolarité et de capital humain régional, utilisés d'ailleurs dans plusieurs études précédentes sur la Tunisie, telles que celles de Amara et Jemmali (2018).

Le niveau d'éducation (EDU) est défini pour chaque délégation sous la forme suivante :

$$EDU = \sum_i sans\ niveau * 1 + \sum_i primaire * 2 + \sum_i secondaire * 3 + \sum_i universitaire * 4 \quad (1)$$

Le niveau de capital humain (KH) est calculé pour chaque délégation sous la forme suivante :

$$KH = \sum_t p_t y_t \quad (2)$$

où p représente la part de la population ayant atteint le niveau de formation t, et y la durée nécessaire exprimée en année pour l'obtention de ce niveau en moyenne.

Enfin, l'espace est loin d'être homogène. Il comprend des zones fortement influencées par les aires urbaines caractérisées par une dynamique économique traduisant souvent une attractivité résidentielle. Ce phénomène est particulièrement visible dans les régions littorales de la Tunisie, à l'inverse d'autres territoires qui connaissent un certain sous-développement, l'isolement géographique ou des contraintes d'accessibilité, comme c'est le cas de nombreuses zones rurales et régions intérieures. Dans ce contexte, l'économétrie spatiale permet, sur le plan méthodologique, de prendre en compte deux dimensions essentielles de la structure spatiale des données : l'autocorrélation spatiale, qui reflète la dépendance entre observations proches, et l'hétérogénéité spatiale, liée aux différences structurelles

entre territoires. Les données géographiques sont rarement indépendantes, et il est légitime de suspecter l'existence de relations entre les observations localisées (Le Gallo, 2004). Les travaux fondateurs de Cliff et Ord (1973), enrichis par les développements méthodologiques ultérieurs (Ord, 1975 ; Anselin, 1980), constituent la base de ces analyses, aujourd'hui largement approfondies par la littérature contemporaine (Elhorst, 2014 ; Debarsy et Le Gallo, 2025).

2.3. Lectures descriptives des variables mobilisées

Les statistiques descriptives des variables utilisées dans l'analyse sont présentées dans le tableau 2.

Tableau 2. Statistiques descriptives des variables de l'étude

	Moyenne	Ecart-type	min	max
TA	5,3276	4,1001	0,6512	24,3292
TR	93,7815	8,5263	17,6212	99,2983
DEN	1377,509	3314,545	0,3746	25619,48
TCGT	16,3115	6,6886	5,8117	42,4004
EDU	2,6217	1,4050	1,6492	14,9956
KH	3,3966	0,2463	2,1170	4,5443
AGR	14,7906	13,3631	0,2322	62,8294
IND	17,7766	11,3268	1,2650	51,2178
SCES	51,1233	14,7615	20,7011	86.1270
Observations : 264				

Le tableau 2 montre d'abord une forte variation de la variable dépendante TA, dont la moyenne est de 5,32 mais avec une dispersion importante (écart-type de 4,10), reflétant des niveaux très différents d'attractivité territoriale. La densité de population (DEN) présente aussi une amplitude extrêmement large (de 0,37 à 25619 habitants/km^2), reflétant la coexistence de territoires ruraux très peu denses et de zones urbaines fortement concentrées.

Les indicateurs socio-économiques révèlent aussi des disparités notables. Le taux de chômage (TCGT) oscille entre 5,8 % et 42,4 %, et le niveau d'éducation moyen (EDU) varie considérablement (min 1,65 – max 14,99). Les parts sectorielles montrent des spécialisations très différentes : l'agriculture représente entre 0,23 % et 62,8 % de l'économie locale, tandis que les services (SCES) atteignent jusqu'à 86,1 % dans certaines délégations.

3. ANALYSE EXPLORATOIRE DES DONNÉES SPATIALES DES TAUX DE RÉTENTION ET D'ATTRACTION DES DÉLÉGATIONS EN TUNISIE

L'analyse exploratoire des données spatiales (ESDA) est requise en économie de la migration (Mussa et al., 2017) puisqu'elle permet de détecter la concentration des régions attractives ou répulsives. En identifiant les clusters ou les hotspots (Fischer & Nijkamp, 2014), l'ESDA révèle les zones où les flux migratoires sont significativement plus élevés que la moyenne régionale. Elle met également en évidence les effets de débordement lorsque les dynamiques migratoires d'une région influencent celles des territoires voisins.

La détection de l'autocorrélation spatiale constitue une étape préalable qui met en lumière les dépendances entre régions géographiquement proches (Anselin, 1980), et qui va impliquer par la suite la spécification des modèles économétriques à utiliser. Ignorer cette dépendance conduit en effet à des estimations biaisées, d'où la nécessité d'une approche explicitement spatiale (LeSage & Pace, 2009 ; Elhorst, 2014). Dans ce qui suit, et sur la base des statistiques spatiales, nous précisons la nature de la dépendance spatiale affectant les taux d'attraction (TA) et les taux de rétention (TR) des délégations tunisiennes. La première étape consiste ainsi à identifier l'existence d'interactions entre les unités spatiales, avant d'examiner les concentrations locales au moyen des statistiques LISA[4] et du diagramme de Moran.

3.1. L'autocorrélation spatiale globale des taux d'attraction et de rétention

Pour analyser les relations spatiales des taux d'attraction et de rétention entre les différentes délégations tunisiennes, nous utilisons une matrice de poids (W) qui mesure leur proximité spatiale. Chaque coefficient de pondération (W_{ij}) dans cette matrice indique le degré de proximité entre deux délégations. Nous effectuons des tests de robustesse et sélectionnons cinq matrices de voisinage. W(1): une matrice de contiguïté simple binaire, où les valeurs sont de 1 si deux régions partagent une frontière commune et de 0 sinon. W(2), W(3), W(4) et W(5) : matrices de contiguïté d'ordre deux, trois, quatre et cinq, représentant les relations avec les plus proches voisins.

Les résultats du test de Moran global pour le taux de rétention TR et les taux d'attraction TA en 2014 sont présentés dans le tableau 3.

Tableau 3. Statistiques de Moran global : les taux de rétention et d'attraction des délégations tunisiennes en 2014

	Matrice	Indice (I) de Moran	E(I)	Ecart type	Z	P-Value
Taux de rétention	W(1)	0,0365	-0,0038	0,0357	1,1101	0,1210
	W(2)	0,0293	-0,0038	0,0259	1,2692	0,0950*
	W(3)	0,0473	-0,0038	0,0221	2,3076	0,0220**
	W(4)	0,0360	-0,0038	0,0187	2,0910	0,0320**
	W(5)	- 0,0115	-0,0038	0,0168	-0,4486	0,0360**
Taux d'attractivité	W(1)	0,5917	-0,0038	0,0405	14,685	0,0010***
	W(2)	0,4608	-0,0038	0,0284	16,385	0,0010***
	W(3)	0,2877	-0,0038	0,0235	12,311	0,0010***
	W(4)	0,1328	-0,0038	0,0202	6,7477	0,0010***
	W(5)	0,0309	-0,0038	0,0187	1,8415	0,0380**

Les valeurs critiques sont entre parenthèses. (***) Significatif au seuil d'erreur de 1 % ; (**) significatif au seuil de 5 % ; (*) : significatif au seuil de 10 %.

Les résultats de l'indice I de Moran indiquent que le taux de rétention présente une autocorrélation spatiale faible pour les matrices de contiguïté d'ordre 1 à 4, tandis qu'un effet négatif apparaît pour la matrice d'ordre 5. Cette configuration suggère que la rétention est un phénomène faiblement structuré spatialement : les délégations ayant une capacité élevée de rétention ne sont pas nécessairement entourées de territoires partageant les mêmes caractéristiques. Il s'agit d'un processus davantage lié à des spécificités locales – notamment aux fonctions

[4] LISA mesure l'autocorrélation spatiale locale, indiquant si des valeurs similaires sont regroupées dans une zone géographique.

administratives et aux services concentrés dans les chefs-lieux – qu'à des interactions avec les délégations voisines. Ce résultat conduit à considérer que la rétention n'obéit pas à une logique d'interdépendance spatiale marquée, ce qui nous amène à exclure les TR des analyses économétriques ultérieures.

Pour les taux d'attraction, l'autocorrélation spatiale positive de la statistique I de Moran indique la présence d'une concentration spatiale des valeurs similaires. L'effet de diffusion ne concerne que les délégations partageant des frontières communes. Plus on s'éloigne, plus l'effet d'attraction diminue. La valeur la plus significative de l'indice est celle associée à la matrice de contiguïté d'ordre 1[5]. Pour cette raison, nous retenons, dans ce qui suit, la matrice de voisinage W(1) pour l'analyse exploratoire ainsi que pour les estimations économétriques qui suivent.

Le processus d'attractivité migratoire est donc localisé spatialement : les régions avec un faible taux d'attraction sont regroupées, tout comme celles avec une forte attractivité sont concentrées dans des zones métropolisées. L'indice de Moran local (LISA) fournit des informations précises sur la variation de cette autocorrélation à un niveau plus détaillé (Dubé et Legros, 2014). Nous procédons donc dans la sous-section suivante au calcul de l'indice de Moran local (LISA) afin de détecter ces variations locales.

3.2. Analyse de l'autocorrélation spatiale locale des taux d'attraction : les statistiques LISA

Pour chaque délégation, nous avons calculé l'indice de Moran local concernant le taux d'attraction (TA). Le résultat est présenté dans les figures 1 et 2.

Plusieurs constats importants se dégagent de l'analyse cartographique de l'indice de Moran local (figure 1). D'abord, l'indice fait ressortir une association du type H-H (High-High), qui existe sur le littoral, dans la métropole du grand Tunis et dans le gouvernorat de Sousse. Ceci signifie une forte attractivité de ces délégations ainsi que de leurs voisinages directs. Ensuite, nous comptons 56 délégations dont les Moran locaux sont significatifs[6], présentant des relations de type L-L (Low-Low). En d'autres termes, nous enregistrons un faible taux d'attraction dans ces régions ainsi que dans celles ayant des frontières communes. Ce type de relation se concentre, essentiellement, dans les régions du Centre (Est et Ouest) et les régions du Nord-Ouest.

Nous observons que les indices de Moran local de type H-L (High-Low) sont significatifs dans les trois délégations de Siliana Nord, Kairouan Nord et Mahdia. Ces délégations enregistrent un fort taux d'attraction à la différence de leurs voisines, ce qui montre l'attraction du chef-lieu dans plusieurs gouvernorats.

L'analyse fait ressortir une relation du type L-H (Low-High) pour trois délégations (Mornag, Kalaat al Andalos et Sijoumi), ce qui veut dire que ces villes n'arrivent pas à attirer les migrants malgré les taux d'attraction élevés de leurs voisines. Nous pouvons expliquer ce phénomène par le fait que la dynamique métropolitaine rejette les plus pauvres vers les périphéries, ce qui engendre des problèmes de niveau de vie, de chômage et d'insécurité qui nuisent à l'attraction des aires péri-urbaines.

[5] La matrice de poids est standardisée pour faciliter l'interprétation des résultats (la matrice de poids et sa version standardisée sont créées avec le logiciel « Geoda » 2018).
[6] Au niveau de significativité de 10 %.

Figure 1. Les taux d'attraction : carte des diagrammes de Moran

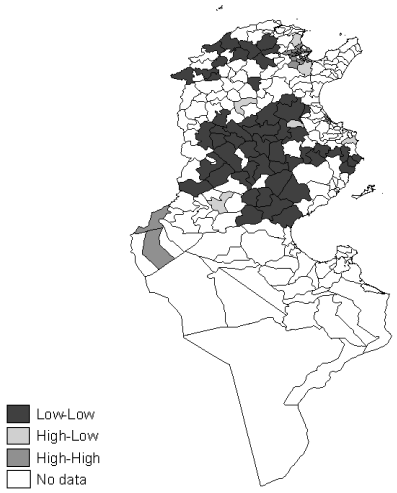
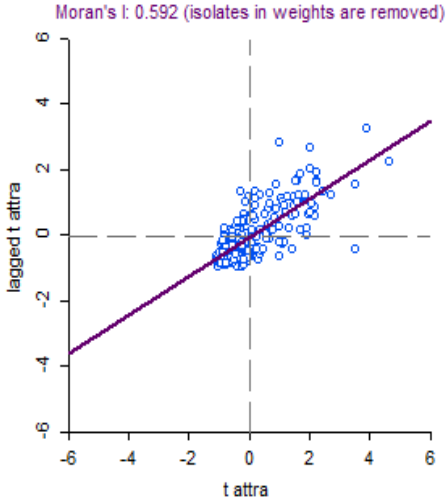


Figure 2. Concentration de régions similaires et détection de régions atypiques : le diagramme de Moran des TA



Au final, le schéma global d'association spatiale reflète une autocorrélation spatiale globale positive. En effet, la majorité des Moran locaux significatifs à 10 % se trouvent dans les deux quadrants H-H et L-L du diagramme de Moran (Figure 2).

Ainsi, les résultats de l'analyse exploratoire des données spatiales révèlent une forte autocorrélation des taux d'attraction migratoire dans les régions tunisiennes. Les pôles de forte attractivité identifiés à l'aide des quadrants du diagramme de Moran doivent être considérés comme « des délégations de fortes mobilité et attractivité ». Les délégations ayant une faible attractivité peuvent correspondre à des régions de faible mobilité et/ou à des marchés locaux d'emploi répulsifs.

4. ANALYSE ÉCONOMÉTRIQUE DES TAUX D'ATTRACTION

4.1. Méthodes d'estimation

L'analyse exploratoire des taux d'attraction des délégations a permis de mettre en évidence l'existence d'une autocorrélation spatiale. Il est ainsi nécessaire de prendre en considération cet aspect dans la modélisation économétrique visant à expliquer les taux d'attraction entre 2009 et 2014 dans les 264 délégations en Tunisie en fonction des déterminants socioéconomiques définis dans la section précédente. Nous présentons les méthodes spatiales appropriées, à savoir les modèles SAR, SEM et SDM, ainsi que les tests nécessaires pour identifier le modèle le plus approprié. Le tableau 4 présente les tests et les résultats des différentes estimations.

Estimation du modèle SAR

Le modèle SAR consiste à prendre en compte l'autocorrélation spatiale par l'inclusion d'une « variable endogène décalée » dans le modèle.

Nous considérons là qu'il existe une relation où la variable dépendante de la délégation *i* est influencée par la variable dépendante de la délégation *j*. Le modèle que nous estimons est exprimé comme suit :

$$y = \rho w y + X\beta + \varepsilon \tag{3}$$

$$TA_i = \alpha_1 + \rho_i W_{ik}(TA_i) + \beta_1 POP + \beta_2 KH + \beta_3 EDU + \beta_4 TCHG + \beta_5 AGR + \beta_6 IND + \beta_7 SCES + \varepsilon_i \tag{4}$$

Comme l'atteste le rejet de l'hypothèse nulle d'autocorrélation de la variable indépendante au seuil critique de 1%, il existe une autocorrélation significative de la variable décalée. Bien que le modèle SAR tienne compte de l'autocorrélation spatiale et fournisse donc des estimateurs plus robustes que ceux obtenus par la méthode des MCO, nous étendons notre démarche à l'estimation du modèle SEM.

Estimation du modèle SEM

Pour Anselin et Bera (1998), l'existence d'une autocorrélation spatiale des erreurs dans le cadre des données géographiques est évidente, étant donné qu'il y a, souvent, une différence entre la méthode de collecte des données et les limites géographiques réelles du phénomène étudié. Le modèle à estimer prend la forme de l'équation suivante :

$$y = X\beta + \varepsilon \tag{5}$$

$$\text{avec} \quad \varepsilon = \lambda W\varepsilon + u \tag{6}$$

$$TA_i = \alpha_1 + \beta_1 POP + \beta_2 KH + \beta_3 EDU + \beta_4 TCHG + \beta_5 AGR + \beta_6 IND + \beta_7 SCES + \lambda W_{ik}\varepsilon_i + u_i \tag{7}$$

Estimation du modèle SDM

Le modèle Durbin Spatial (SDM) constitue une extension du modèle SAR dans laquelle l'autocorrélation spatiale ne s'exerce pas uniquement via la variable dépendante, mais également par le biais des variables explicatives. Autrement dit, le modèle SDM permet de tenir compte simultanément de l'influence exercée par la variable dépendante des délégations voisines et des effets de débordement associés

aux déterminants socio-économiques localisés dans ces mêmes délégations. Ce modèle généralise donc les spécifications SAR et SEM et constitue, selon Elhorst (2014), une formulation flexible permettant d'identifier d'éventuelles externalités spatiales associées à chaque variable explicative.

La forme générale du modèle SDM s'écrit comme suit :

$$y = \rho W y + X\beta + WX\theta + \varepsilon \tag{8}$$

Appliqué à notre analyse, le modèle devient :

$$\begin{aligned} TA_i = \; & \alpha + \rho \sum_k W_{ik} TA_k + \beta_1 DEN_i + \beta_2 KH_i + \beta_3 EDU_i + \beta_4 TCHG_i + \\ & \beta_5 AGR_i + \beta_6 IND_i + \beta_7 SCES_i + \theta_1 \sum_k W_{ik} DEN_k + \theta_2 \sum_k W_{ik} KH_k + \\ & \theta_3 \sum_k W_{ik} EDU_k + \theta_4 \sum_k W_{ik} TCHG_k + \theta_5 \sum_k W_{ik} AGR_k + \\ & \theta_6 \sum_k W_{ik} IND_k + \theta_7 \sum_k W_{ik} SCES_k + \\ & \varepsilon_i \; \theta_1 \sum_k W_{ik} DEN_k \end{aligned} \tag{9}$$

L'intérêt principal du modèle SDM réside dans sa capacité à distinguer les effets directs, qui mesurent l'impact des variables explicatives sur l'attractivité de la délégation i et les effets indirects (spillovers), capturés par les coefficients θ, qui reflètent l'influence des caractéristiques socio-économiques des délégations voisines. L'estimation du SDM permet ainsi d'examiner de manière plus approfondie les interactions spatiales susceptibles de structurer les dynamiques migratoires, avant d'évaluer la pertinence d'une éventuelle simplification vers un modèle SAR ou SEM.

Les tests de dépendance spatiale révèlent que l'attractivité migratoire en Tunisie s'inscrit dans une dynamique d'interaction territoriale : les performances socio-économiques d'une délégation influencent celles de ses voisines. Cette interdépendance transparaît dès les résultats du modèle MCO, dont les résidus présentent une autocorrélation spatiale très significative.

Le test de Moran appliqué aux résidus de l'estimation par les MCO confirme cette violation, attestant d'une structure spatiale sous-jacente que la spécification classique ne permet pas de capturer. Ce constat rejoint les analyses fondatrices d'Anselin (1988) et les travaux plus récents de LeSage & Pace (2009) qui soulignent les limites des MCO en présence d'autocorrélation. Dans de telles situations, les estimateurs s'avèrent biaisés, rendant plus probant le recours à une modélisation explicitement spatiale permettant de tenir compte des interactions entre territoires.

Les tests LM, et en particulier leurs versions robustes, permettent d'identifier la forme de dépendance spatiale la plus appropriée. Alors que le LM-Error robuste ne retient pas l'hypothèse d'un processus spatial dans les erreurs, la significativité persistante du LM-Lag robuste confirme que la dépendance porte principalement sur la variable dépendante. Ce résultat corrobore la logique mise en avant par Anselin & Florax (1995) et Elhorst (2014) selon laquelle un modèle SAR doit être privilégié lorsque les interactions structurelles entre unités spatiales proviennent d'effets de voisinage sur la variable expliquée plutôt qu'à partir de chocs non observés.

Dans cette perspective, le modèle SAR constitue la spécification économétriquement valide et théoriquement cohérente pour analyser l'attractivité territoriale en Tunisie. En intégrant la variable endogène spatiale ρWy, le SAR

traduit l'idée que l'attractivité d'un territoire dépend non seulement de ses caractéristiques internes mais aussi de celle de ses voisines immédiates. Ce mécanisme de diffusion spatiale est le reflet de dynamiques d'agglomération exprimées par de nombreux auteurs qui insistent sur la manière dont les marchés du travail, les infrastructures et les réseaux de compétences produisent des externalités géographiquement localisées.

Tableau 4. Estimation des déterminants des taux d'attraction par les modèles MCO, SAR, SEM et SDM

	MCO	**SAR**	**SEM**	**SDM**
Nbre d'observations	264	264	264	264
Adj. R^2	0,625	0,661	0,628	0,689
AIC	1242,510	1213,847	1230,435	1204,949
BIC	1271,120	1249,606	1266,194	1265,740
Constante	-17,579***	-13,974***	-14,420***	-23,520***
	(3,250)	(3,014)	(3,410)	(6,319)
DEN	-0,0000297	-0,000115*	-0,000079	-0,000301***
	(0,000057)	(0,000054)	(0,000070)	(0,000079)
KH	3,547***	2,511**	2,524**	2,092*
	(0,925)	(0,860)	(0,942)	(0,883)
EDU	0,298**	0,251*	0,399**	0,475***
	(0,119)	(0,109)	(0,135)	(0,137)
TCG	-0,125***	-0,088***	-0,122***	-0,091**
	(0,028)	(0,027)	(0,031)	(0,035)
AGR	0,054*	0,047*	0,063*	0,053*
	(0,025)	(0,022)	(0,026)	(0,025)
IND	0,0737***	0,0593**	0,0931***	0,0997***
	(0,024)	(0,022)	(0,026)	(0,029)
SCES	0,196***	0,156***	0,189***	0,153***
	(0,023)	(0,022)	(0,025)	(0,026)
Rho (φ)		0,382***		0,326***
		(0,062)		(0,082)
Lambda (λ)			0,415***	
			(0,099)	
Sigma (σ)		2,283***	2,349***	2,197***
Moran (Error)	4,061***			
LM-Lag	31,446***			
LM-Lag (Robust)	19,956***			
LM-Error	12,564***			
LM-Error (Robust)	1,074			
wx_den				0,000253*
				(0,00011)
wx_tcgt				0,0321
				(0,0593)
wx_edu				-0,579**
				(0,198)
wx_kh				4,345*
				(1,925)
wx_agri				-0,0351
				(0.042)
wx_indus				-0,0913*
				(0,043)
wx_sces				-0,0322
				(0,043)

*Les valeurs entre parenthèses sont les erreurs standards. ***, ** et * indiquent une significativité respectivement aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %.*

L'estimation d'un modèle Durbin Spatial (SDM) apporte un éclairage complémentaire, conformément aux recommandations méthodologiques d'Elhorst (2010, 2014), qui considère le SDM comme la forme la plus générale avant de tester les restrictions vers le SAR ou le SEM. Le SDM révèle l'existence de certains effets indirects significatifs, notamment sur l'éducation et la densité de population, ce qui confirme que les décisions migratoires s'inscrivent dans un système territorial interconnecté. L'avantage du SDM en termes d'ajustement (AIC) souligne la richesse de cette spécification, mais la pénalisation du BIC indique également que cette performance s'accompagne d'une complexité importante. Conformément au principe de parcimonie et aux diagnostics LM robustes, le modèle SAR demeure donc la spécification principale, tandis que le SDM est mobilisé pour documenter la nature des spillovers spatiaux.

Ainsi, le choix du modèle SAR s'impose sur des fondements à la fois statistiques et économiques. Statistiquement, c'est le modèle validé par les tests LM et conforme à la structure spatiale détectée dans les données. Économiquement, il reflète la logique des externalités géographiques qui caractérisent les comportements migratoires : les territoires attractifs créent des effets d'entraînement sur leurs voisins, reproduisant des schémas de polarisation et de concentration. Dans le contexte tunisien, cette dynamique est particulièrement visible dans les délégations littorales et les chefs-lieux régionaux, qui structurent l'espace des opportunités et renforcent les disparités territoriales (Chagour, Bourdin & Dubé, 2023).

4.2. Les déterminants des TA : résultat des estimations

L'examen des coefficients estimés consignés dans le tableau 4 met en lumière le rôle différencié des facteurs socioéconomiques dans l'explication de l'attractivité des délégations. Dans la spécification SAR, la variable densité de population (DEN) présente un coefficient direct faiblement négatif mais statistiquement significatif. Ce résultat suggère que les territoires les plus densément peuplés peuvent exercer une certaine pression répulsive, possiblement liée à des phénomènes de congestion ou de saturation urbaines. Toutefois, l'effet indirect positif estimé dans le modèle SDM montre que la densité des territoires voisins contribue, quant à elle, à renforcer l'attractivité locale. Cette configuration met en lumière l'existence d'externalités spatiales positives générées par les milieux urbains et leur étalement : les zones contiguës aux pôles denses bénéficient de leurs opportunités économiques, de leurs infrastructures et de leur accessibilité, même lorsqu'elles n'en possèdent pas directement les attributs. Dans le contexte tunisien, marqué par des gradients de densité nets entre littoral et régions intérieures, ce résultat est particulièrement représentatif. Il confirme l'idée selon laquelle l'urbanisation se diffuse vers les périphéries proches, mais sans pour autant effacer totalement les effets de pression dans les zones centrales.

Le comportement des migrants vis-à-vis du marché du travail apparaît très marqué. Le taux de chômage exerce un effet négatif et très significatif sur l'attractivité des délégations, ce qui montre que les migrants évitent les territoires où les perspectives d'emploi sont insuffisantes. Ce résultat s'inscrit dans une longue tradition d'analyse économique de la migration, où le chômage est souvent considéré comme un indicateur synthétique de l'état du marché du travail et de la variété des opportunités disponibles. Contrairement aux interprétations laissant supposer qu'un certain chômage frictionnel peut accompagner un marché dynamique, nos données confirment que, dans le cas tunisien, le chômage joue

clairement un rôle répulsif. Les migrants privilégient les territoires où la probabilité de trouver un emploi est plus élevée, accentuant ainsi les divergences entre les zones urbaines du littoral, relativement dynamiques, et des délégations intérieures confrontées à une stagnation persistante et source d'émigration.

La structure sectorielle de l'emploi joue également un rôle sensible dans l'explication de l'attractivité. Les parts de l'emploi agricole, industriel et tertiaire présentent toutes des coefficients positifs et significatifs. Bien que l'effet du secteur agricole (AGR) demeure plus modéré, il témoigne néanmoins de l'importance des activités dans certains territoires ruraux qui continuent d'offrir des opportunités, même si elles sont limitées. L'effet de l'industrie (IND) apparaît plus marqué. Ce résultat rejoint les conclusions récentes de Chagour, Bourdin et Dubé (2023), qui montrent que l'évolution spatiale de l'emploi industriel en Tunisie est caractérisée par un renforcement de la concentration dans certains pôles, notamment dans des délégations qui ont su maintenir ou moderniser leur base productive. Ces pôles industriels semblent exercer un pouvoir d'attraction sur les migrants internes, traduisant le rôle certain des emplois manufacturiers dans les trajectoires régionales tunisiennes.

L'effet le plus fort est observé pour le secteur tertiaire (SCES), qui constitue le moteur principal de l'attractivité migratoire. Cette prédominance s'explique aisément par la nature même du tissu économique tunisien. Le tertiaire englobe une gamme étendue d'activités – services aux entreprises, commerce, transport, éducation, santé, administration – qui sont fortement concentrées dans les zones urbaines et littorales. Ces régions offrent non seulement plus d'opportunités professionnelles, mais également une plus grande diversité de services publics, des équipements collectifs et des externalités urbaines qui renforcent leur pouvoir d'attraction. Les résultats obtenus traduisent ainsi la centralité des activités tertiaires dans la structuration spatiale du pays, confirmant que la migration interne contribue davantage à renforcer les dynamiques de polarisation autour des grandes villes et des pôles côtiers qu'à les atténuer. Ils rejoignent par ailleurs les conclusions de Chagour, Haddad et Bourdin (2023) qui montrent l'importance croissante des services dans la recomposition des disparités régionales tunisiennes.

Les variables liées au capital humain occupent également une place déterminante dans les comportements migratoires. Tant le niveau d'éducation (EDU) que l'indicateur synthétique de capital humain (KH) présentent des coefficients positifs et significatifs, montrant que les migrants sont attirés par les territoires où les établissements d'enseignement et la qualification moyenne de la population sont élevés. Ces résultats confirment les travaux selon lesquels les étudiants et les individus instruits tendent à se diriger vers les régions offrant de meilleures perspectives professionnelles (Docquier & Machado, 2016). En Tunisie, où les disparités en matière de capital humain entre littoral et intérieur demeurent marquées, ces résultats indiquent que les territoires les mieux dotés sont engagés dans un schéma cumulatif de renforcement de leur attractivité. Les migrations internes apparaissent alors comme un mécanisme qui accentue les écarts de développement : les délégations présentant un niveau élevé de capital humain attirent davantage de migrants, ce qui renforce de ce point de vue leurs capacités économiques, tandis que les délégations moins dotées risquent de s'enfoncer dans un processus de décrochage.

La migration interne semble ainsi amplifier les disparités territoriales préexistantes, en renforçant les pôles déjà dynamiques du littoral et en affaiblissant des régions intérieures moins intégrées aux circuits économiques nationaux. Ce processus cumulatif s'inscrit pleinement dans les dynamiques décrites dans les travaux récents sur la spécialisation régionale en Tunisie, qui montrent que les territoires se différencient de plus en plus selon leur capacité à attirer et retenir les compétences, les services et l'activité productive.

CONCLUSION

L'étude menée a permis d'analyser les mécanismes qui structurent la mobilité interrégionale en Tunisie, en s'appuyant sur les données du RGPH 2014 et sur les modèles de l'économétrie spatiale. L'observation statistique des taux d'attractivité des 264 délégations a d'abord révélé l'existence de concentrations spatiales marquées, confirmant que la migration interne s'inscrit dans une dynamique territoriale où les comportements des individus sont influencés par les caractéristiques propres à chaque délégation et par celles de leurs voisines immédiates.

Les modèles spatiaux estimés ont notamment mis en évidence que la proximité géographique joue un rôle déterminant dans la structuration des mobilités, traduisant l'existence d'effets d'entraînement entre délégations contiguës. Cette interdépendance renvoie à la nécessité, pour la Tunisie, de repenser ses politiques d'aménagement et de transport afin de réduire les frictions spatiales qui limitent la diffusion du développement. Un renforcement du réseau ferroviaire régional, l'amélioration de la qualité des transports interurbains et la modernisation des infrastructures constituent des leviers essentiels pour atténuer les dynamiques d'enclavement qui affectent encore de larges portions du territoire.

Les déterminants socio-économiques confirment, quant à eux, la centralité du marché du travail dans la compréhension des flux migratoires internes. Les délégations confrontées à un chômage structurel élevé sont source d'émigration, tandis que les territoires offrant des opportunités professionnelles diversifiées – en particulier dans le secteur tertiaire – exercent un pouvoir d'attraction important. Ce résultat met en évidence la nécessité de repenser les politiques économiques en faveur d'un rééquilibrage territorial plus marqué. Une stratégie de développement cohérente devrait s'appuyer sur des investissements publics ciblés dans les régions les moins dynamiques : infrastructures de base, services collectifs, soutien aux petites et moyennes entreprises locales, programmes d'incitation fiscale pour attirer les investisseurs, et appui direct à l'entrepreneuriat des jeunes et des femmes. Ces actions pourraient permettre de générer des écosystèmes économiques plus résilients et moins dépendants de la concentration actuelle des opportunités sur le littoral.

L'importance du capital humain apparaît également avec force dans nos résultats. Les délégations affichant des niveaux élevés de scolarisation et un capital humain plus développé sont systématiquement mieux placées pour attirer les migrants, ce qui confirme le rôle structurant de l'accès au savoir dans les dynamiques territoriales. Pour répondre à ces défis, la Tunisie gagnerait à investir davantage dans des dispositifs de formation continue, de reconversion professionnelle, et dans l'amélioration qualitative de l'enseignement secondaire et supérieur, en particulier dans les régions intérieures. L'objectif ne doit pas être

uniquement d'élever le niveau d'éducation, mais aussi de créer les conditions nécessaires pour retenir les compétences et valoriser les talents locaux, limitant ainsi la fuite interne ou externe des jeunes diplômés.

Au final, les résultats obtenus montrent que les disparités territoriales en Tunisie sont alimentées par un double mécanisme : d'une part, la concentration des opportunités économiques, des services et des compétences dans les territoires déjà avancés et, d'autre part, l'incapacité des régions en difficulté à attirer ou retenir les populations en raison de déficits persistants en infrastructures, en capital humain et en emplois productifs. À cet égard, les politiques publiques devraient s'appuyer sur une approche plus intégrée du développement territorial, combinant investissement public, gouvernance locale renforcée, décentralisation effective et stratégies économiques différenciées selon les potentialités propres à chaque région.

Ainsi, une politique de développement régional et d'aménagement du territoire ne peut ignorer les dynamiques migratoires internes : loin d'être un simple symptôme des inégalités territoriales, elles en constituent un moteur structurant. Reconnaître, comprendre et accompagner ces mobilités permettrait non seulement de réduire les déséquilibres persistants entre littoral et intérieur, mais aussi de favoriser un développement national plus équilibré, inclusif et durable.

REFERENCES

Amara, M., et Jemmali, H. (2018). Deciphering the relationship between internal migration and regional disparities in Tunisia. *Social Indicators Research*, 135(1), 313-331.

Anselin, L. (1980). Estimation methods for spatial autoregressive structures. Cornell University, Regional Science Dissertation and Monograph Series.

Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: Methods and models*. Kluwer Academic Publishers.

Anselin, L., et Bera, A. K. (1998). Introduction to spatial econometrics. In A. Ullah et D. E. A. Giles (dir.), *Handbook of applied economic statistics* (pp. 237-289). Marcel Dekker.

Anselin, L., et Florax, R. J. G. M. (1995). *New directions in spatial econometrics*. Springer.

Aydalot, P. (1985). *Économie régionale et urbaine*. Economica.

Barois, B. (2020). Le rôle attractif des industries créatives et culturelles dans la localisation des jeunes en France. *Région et Développement*, 51, 95-118.

Bell, M., Charles-Edwards, E., Ueffing, P., Stillwell, J., Kupiszewski, M., & Kupiszewska, D. (2015). Internal migration and development: Comparing migration intensities around the world. *Population and Development Review*, 41(1), 33-58.

Bernard, A., et Vidal, S. (2023). Linking internal and international migration over the life course: A sequence analysis of individual migration trajectories in Europe. *Population Studies*, 77(3), 515-537.

Biagi, B., Detotto, C., et Faggian, A. (2023). Evidence of self-selection and spatial mismatch in interregional migration: The case of Italy. *Oxford Economic Papers*, 75(3), 858-872.

Breidahl, K. N., Hedegaard, T. F., et Seibel, V. (2022). Migrants and social policy: Shifting research agendas (pp. 265-278), In K. Nelson and R. Nieuwenhuis (Eds.) *Social policy in changing European societies*. Edward Elgar.

Catin, M. (2000). Régions centrales et périphériques : Externalités et économie géographique. *Région et Développement*, 11, 5-12.

Catin, M., **et Van Huffel, C.** (2019). Disparités de croissance d'emploi des aires urbaines françaises et processus de métropolisation : le rôle des fonctions métropolitaines, productives et des revenus extérieurs, *Revue d'Economie Régionale et Urbaine,* 4, 749-779.

Chagour, N., Bourdin, S., et Dubé, J. (2023). Analyse spatiotemporelle des disparités régionales de l'emploi industriel en Tunisie (2003-2018). *Région et Développement*, 57, 55-88.

Chagour, N., Haddad, S., et Bourdin, S. (2023). La géographie de l'emploi industriel en Tunisie: Vers un retournement des disparités régionales ? *Mondes en Développement*, 201(1), 119-142.

Cliff, A. D., et Ord, J. K. (1973). *Spatial autocorrelation*. Pion.

Combes, P.-P., Duranton, G., et Gobillon, L. (2015). The identification of agglomeration economies. In G. Duranton, J. V. Henderson et W. C. Strange (dir.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 5A. Elsevier.

Debarsy, N., et Le Gallo, J., (2025). Econométrie des données spatiales : enjeux d'identification et perspectives, *Région et Développement*, 62, 245-251.

Docquier, F., et Machado, J. (2016). Global competition for attracting talents and the world economy. *The World Economy*, 39(4), 530-542.

Dubé, J., et Legros, D. (2014). *Économétrie spatiale appliquée aux micro-données*. ISTE.

Duranton, G., et Puga, D. (2004). Micro-foundations of urban agglomeration economies (pp. 2063-2117). In J. Vernon Henderson, Jacques-François Thisse, Paul Charles Cheshire, Peter Nijkamp, Edwin Mills (Eds.) *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 4. Elsevier.

Elhorst, J. P. (2010). Applied spatial econometrics: Raising the bar. *Spatial Economic Analysis*, 5(1), 9-28.

Elhorst, J. P. (2014). *Spatial econometrics: From cross-sectional data to spatial panels*. Springer.

Fasshauer, A., et Rehdanz, K. (2015). Estimating benefits from regional amenities: Internal migration and life satisfaction. Social Science Research Network.

Fischer, M. M., et Nijkamp, P. (2014). Regional science at full gallop (pp. 1-18), In Peter Nijkamp, Manfred M. Fischer (Ed.) *Handbook of Regional Science*. Springer.

Florida, R. (2017). *The new urban crisis: How our cities are increasing inequality, deepening segregation, and failing the middle class*. Basic Books.

Fujita, M., Krugman, P., et Venables, A. J. (1999). *The spatial economy: Cities, regions, and international trade*. MIT Press.

Fujita, M., et Thisse, J.-F. (2002). *Economics of agglomeration*. Cambridge University Press.

Fujita, M., et Thisse, J.-F. (2013). *Economics of agglomeration* (2e éd.). Cambridge University Press.

Gheasi, M., Andrée, B. P. J., Nijkamp, P., et Roth, D. (2023). Internal migration dynamics of native and foreign workers. *Regional Studies*, 57(12), 2473-2490.

González-Leonardo, M., López-Gay, A., et Recaño, J. (2022). Internal migration and the polarization of employment structure in Southern Europe. *Population, Space and Place*, 28(3), e2564.

Greenwood, M. J. (1993). Reflective practice: a critique of the work of Argyris and Schön. *Journal of advanced nursing*, *18*(8), 1183-1187.

Greenwood, M. J. (1997). Internal migration in developed countries. In M.R. Rosenzweig and O. Stark (Eds.) *Handbook of Population and Family Economics*, vol. 1B (pp. 647-720). Elsevier.

Kriaa, M., et Mouaddeb, I. (2014). Mobilité géographique et insertion professionnelle: Les diplômés de l'enseignement supérieur en Tunisie. *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, 3, 521-554.

Krugman, P. (1991). Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, 99(3), 483-499.

Laajimi, R., et Le Gallo, J. (2022). Push and pull factors in Tunisian internal migration: The role of human capital. *Growth and Change*, 53(2), 771-799.

Le Gallo, J. (2004). Hétérogénéité spatiale: Principes et méthodes. *Économie et Prévision*, 162, 151-172.

Lee, E. S. (1966). A theory of migration. *Demography*, 3(1), 47-57.

LeSage, J., et Pace, R. K. (2009). *Introduction to spatial econometrics*. CRC Press.

Lewis, W. A. (1954). Economic development with unlimited supplies of labour. *Manchester School*, 22, 139-191.

Martori, J. C., Apparicio, P., et Ngui, A. N. (2016). Understanding immigrant population growth within urban areas. *Journal of International Migration and Integration*, 17, 215-234.

Massey, D. S. (1999). International migration at the dawn of the twenty-first century. *Population and Development Review*, 25, 1-28.

Mussa, A., Nwaogu, U. G., et Pozo, S. (2017). Immigration and housing: A spatial econometric analysis. *Journal of Housing Economics*, 35, 13-25.

Mzali, H. (1997). Marché du travail, migrations internes et internationales en Tunisie. *Région et Développement*, 6.

Ord, J. K. (1975). Estimation methods for models of spatial interaction. *Journal of the American Statistical Association*, 70(349), 120-126.

Pandit, S., et Adhikari, R. (2024). Effect of internal migration of families on the educational achievement of their children. *Asian Journal of Population Sciences*, 3, 83-97.

Puga, D. (2010). The magnitude and causes of agglomeration economies. *Journal of Regional Science*, 50(1), 203-219.

Ranis, G., et Fei, J. C. H. (1961). A theory of economic development. *American Economic Review*, 51, 533-565.

Ravenstein, E. G. (1885). *The laws of migration*. Royal Statistical Society.

Rees, P., Bell, M., Kupiszewski, M., Kupiszewska, D., Ueffing, P., Bernard, A., Charles-Edwards, E., et Stillwell, J. (2017). The impact of internal migration on population redistribution. *Population, Space and Place*, 23(6), e2035.

Rodríguez-Pose, A. (2018). The revenge of the places that don't matter. *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, 11(1), 189-209.

Samers, M., et Collyer, M. (2017). *Migration* (2e éd.). Routledge.

Sen, A. (2000). *Development as freedom*. Oxford University Press.

Tatli, S., et Tatoğlu, F. Y. (2022). Spatial econometric models and the determinants of internal migration in Turkey. Ekoist: *Journal of Econometrics and Statistics*, 36, 93-110.

ANNEXES

Figure 3. Solde migratoire des délégations tunisiennes entre 2009 et 2014

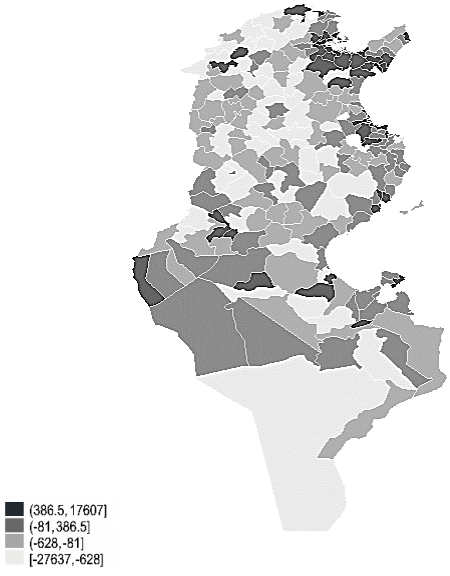
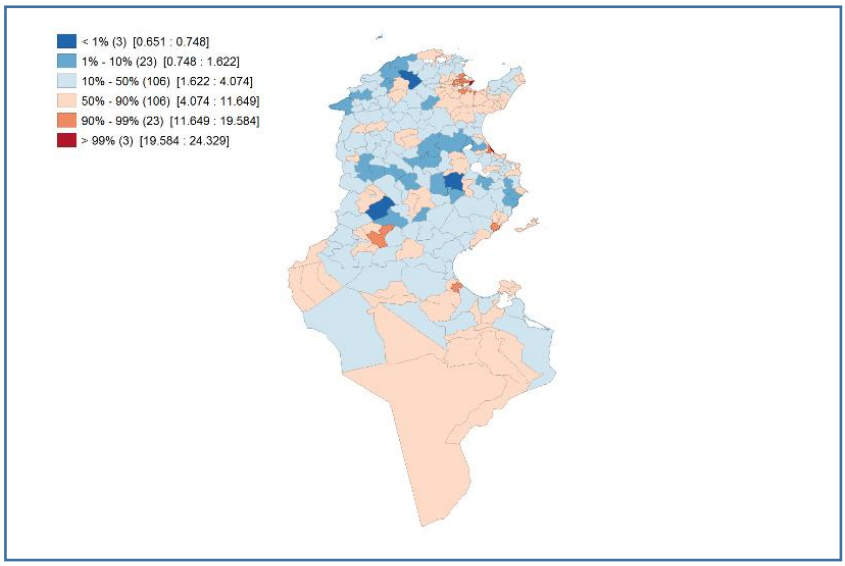
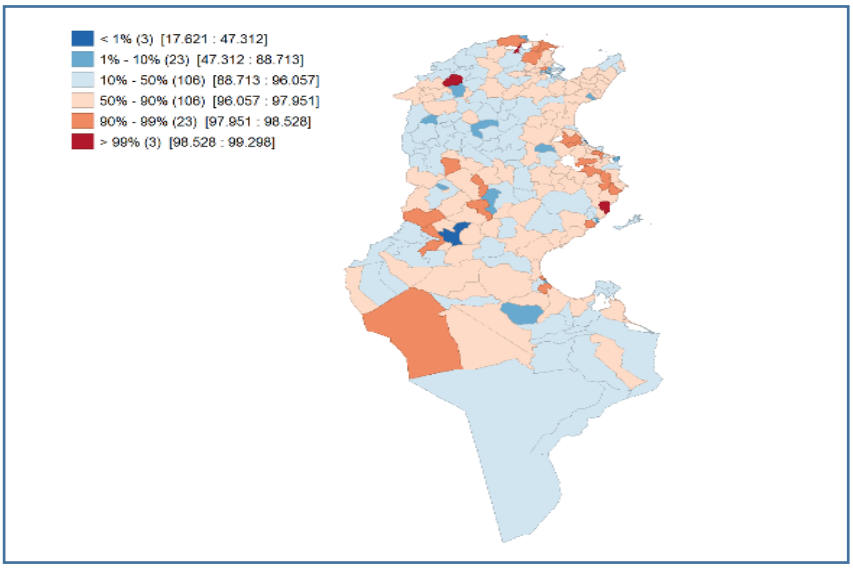


Figure 4. Carte des taux d'attraction des délégations tunisiennes en 2014



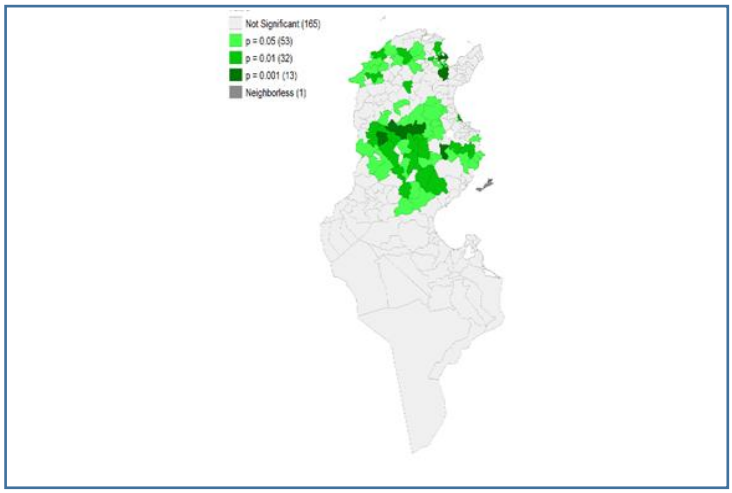
Une analyse exploratoire de la carte des taux d'attractivité montre que la majorité du territoire tunisien a un taux d'attractivité faible, compris entre 10 % et 50 %, à l'exception de l'agglomération de Tunis et de quelques autres délégations côtières qui ont un taux d'attractivité supérieur à 90 %.

Figure 5. Carte des taux de rétention des délégations tunisiennes en 2014



Il existe un contraste persistant entre les zones côtières et l'intérieur du pays. Les zones côtières ont un taux de rétention plus élevé que les zones intérieures.

Figure 6. Carte des « Moran locaux » significatifs



Internal migration and attraction rates disparity in Tunisia: A spatial analysis

Abstract **-** This article analyzes the migratory attractiveness of Tunisian delegations, highlighting the spatial disparities and socio-economic factors that drive internal migration flows. The study relies on data from the 2014 General Population and Housing Census, covering the 2009–2014 period. Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) reveals significant spatial autocorrelation in attractiveness rates, identifying marked clusters in coastal urban areas. To account for this spatial structure, the econometric analysis successively employs a Spatial Autoregressive model (SAR), a Spatial Error Model (SEM), and a Spatial Durbin Model (SDM). The results show that a delegation's migratory attractiveness depends not only on its own characteristics but also on those of neighboring territories, reflecting the existence of polarization mechanisms and spatial spillover effects. Far from acting as a mechanism for territorial adjustment or balancing, internal migration appears to be a factor that reinforces regional disparities in favor of the most dynamic Tunisian delegations.

Key-words
Attraction rate
Internal migration
Spatial econometrics
Tunisia