



Received: 21-04-2026
Accepted: 01-06-2026

ISSN: 2583-049X

Dépendance Spatiale et Convergence Régionale au Maroc : Une Analyse Exploratoire des Données Spatiales (AEDS)

¹ Amrani Sabrina, ² Maarouf Abdelouahab

¹ Doctorante en Sciences Economiques, Laboratoire D'Economie Appliquée (LEA), Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales, Avenue des Nations-Unies, B.P. 721 Agdal, Rabat, Morocco

² Enseignant-Chercheur, Laboratoire D'Economie Appliquée (LEA), Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales, Avenue des Nations-Unies, B.P. 721 Agdal, Rabat, Morocco

Corresponding Author: **Amrani Sabrina**

Abstract

This article analyses the dynamics of regional disparities in Morocco over the period 2014-2023, the first complete cycle of advanced regionalisation. Reducing these disparities is a central objective of this reform and of the New Development Model, yet gaps between regions persist despite sustained national growth. The article aims to determine whether regions are converging or polarising, and to what extent the spatial dimension shapes this dynamic. To this end, it draws on exploratory spatial data analysis

(ESDA) and β -convergence models on panel data, with GDP per capita as the variable of interest. The results reveal a positive and increasing spatial autocorrelation (Moran's I rising from 0.38 to 0.62), σ -divergence, and the absence of absolute β -convergence. A significant conditional β -convergence emerges once the structural characteristics of regions are controlled for. Regional disparities in Morocco thus reflect a persistent structural polarisation rather than a transitory lag.

Keywords: Regional Disparities, Spatial Autocorrelation, Conditional Convergence, Territorial Polarisation. Morocco

1. Introduction

Les inégalités territoriales constituent l'un des défis structurels les plus persistants du développement économique. Au Maroc, la question revêt une acuité particulière: malgré des décennies de politiques d'aménagement du territoire et, plus récemment, la mise en œuvre de la régionalisation avancée (2015), les écarts de revenu entre régions demeurent marqués et, selon plusieurs indicateurs, se creusent. Ce constat pose un défi analytique de premier plan: comment interpréter la coexistence d'une divergence globale des revenus régionaux et d'une dynamique de convergence conditionnelle significative?

La littérature économique sur la convergence régionale offre deux approches possibles. La première, héritée du modèle de croissance néoclassique, postule un rattrapage spontané des régions les moins développées vers les plus avancées, sous l'effet des rendements décroissants du capital (Solow, 1956; Barro et Sala-i-Martin, 1991, 1992) ^[24, 4, 5]. La seconde, développée notamment par Quah (1993) ^[20] et Friedman (1992) ^[13], suggère que les économies convergent vers des états stationnaires multiples, profondément différenciées par leurs dotations structurelles initiales. De ce point de vue, la β -convergence conditionnelle, rapprochement des régions vers leurs propres équilibres respectifs, n'implique nullement une réduction des disparités globales. C'est précisément cette tension théorique que le cas marocain semble illustrer.

Bien que l'analyse de la convergence régionale au Maroc ne constitue pas un champ de recherche inédit, les travaux existants présentent certaines limites qu'il convient de souligner. Ainsi, si Ouhakki *et al.* (2022) ^[19] ont mis en évidence une autocorrélation spatiale significative des dépenses publiques entre les régions marocaines, leur approche reste essentiellement descriptive et n'intègre pas de mécanisme explicatif permettant de distinguer entre convergence effective et simple similitude structurelle. De leur côté, Benida *et al.* (2023) ^[7] ont étudié les mécanismes de convergence, mais en omettant d'intégrer explicitement la dimension spatiale dans leur cadre d'analyse, ce qui limite la portée de leurs conclusions face à des phénomènes de polarisation territoriale potentiellement liés à des effets de voisinage. Dès lors, si ces contributions ont enrichi la compréhension des dynamiques régionales, elles n'ont pas permis de trancher une interrogation fondamentale: les disparités régionales relèvent-elles d'un retard transitoire, appelé à s'atténuer avec le temps, ou d'une polarisation structurelle qui

s'ennracine géographiquement?

Pour tenter de répondre à cette interrogation, deux approches méthodologiques complémentaires ont été mobilisées: i) une analyse exploratoire des données spatiales (AEDS) pour identifier l'organisation géographique des disparités et l'existence éventuelle de regroupements spatiaux persistants; ii) des modèles de convergence spatiale, estimés sur la période 2014-2023, afin de tester si la prise en compte des interactions spatiales modifie les conclusions sur le caractère transitoire ou structurel des disparités régionales. Le choix de la période retenue n'est pas anodin. Elle couvre le premier cycle complet de mise en œuvre de la régionalisation avancée (2015-2023) et coïncide avec plusieurs chocs majeurs (notamment la pandémie de COVID-19 et les épisodes récurrents de sécheresse) dont il importe de distinguer les effets conjoncturels des dynamiques structurelles de long terme. Dès lors, l'articulation entre l'analyse exploratoire des données spatiales (identification des clusters persistants) et les modèles de convergence spatiale (estimation des effets de voisinage sur la période considérée) permet non seulement de pallier les lacunes des travaux antérieurs, mais aussi de tester si la polarisation géographique observée relève d'un ancrage structurel ou d'une réponse temporaire aux chocs récents.

L'objectif de cet article est de confronter l'hypothèse, souvent implicite dans les politiques d'aménagement du territoire, selon laquelle le développement des grands pôles économiques se diffuserait mécaniquement vers leurs périphéries (Rodríguez-Pose, 2018) [22]. Il s'agit ainsi de déterminer si le processus de convergence régionale au Maroc opère spontanément ou si, au contraire, les inégalités régionales s'organisent selon une structure géographique persistante.

L'enjeu est d'importance pour les politiques publiques. Si une lecture non spatiale des dynamiques régionales peut laisser penser à un simple retard transitoire, une lecture croisée des mécanismes de convergence et de l'organisation spatiale des disparités pourrait au contraire révéler une polarisation durable, que les approches standards ne saisissent pas. Dès lors, distinguer entre ces deux interprétations conditionne la nature même des instruments à mobiliser: mesures temporaires d'accompagnement ou refonte structurelle des mécanismes d'allocation des ressources.

Le reste de l'article s'organise comme suit. La section 2 présente le cadre conceptuel et méthodologique: données, matrice de poids spatiaux, outils de l'AEDS et modèles de convergence retenus. La section 3 expose les résultats empiriques, de l'analyse de la structure spatiale à celle de la dynamique de convergence. La section 4 discute ces résultats à la lumière de la littérature et des implications pour les politiques de développement territorial. La section 5 conclut.

2. Cadre Conceptuel et Methodologique

2.1 Données et Champ D'étude

L'étude porte sur les douze régions du découpage de 2015, observées sur la période 2014-2023. La variable d'intérêt est le PIB réel par tête régional, issu des comptes régionaux du Haut-Commissariat au Plan (HCP). Le choix de cette période, qui correspond au premier cycle complet de mise en œuvre de la régionalisation avancée, permet d'évaluer les

dynamiques territoriales sur l'ensemble du nouveau découpage.

L'analyse mobilise deux bases de données. Une base spatiale, au format shapefile, décrit les frontières des douze régions¹ et sert à construire la matrice de poids spatiaux. Une base classique regroupe les variables économiques et sociales. Outre le PIB par tête, trois variables de conditionnement sont retenues: l'investissement public, la part de la valeur ajoutée du secteur primaire et tertiaire.

Tableau 1: Description des variables et source de données

VARIABLES	DÉFINITION	SOURCE
PIB/tête	Produit intérieur brut régional par habitant, en termes réels. Variable d'intérêt mesurant le niveau de développement régional.	HCP
Invest	Investissement public par habitant, proxy de l'effort public de développement territorial. Construit par ventilation de l'investissement national selon la part de chaque région dans la valeur ajoutée nationale.	Calculé par nos soins, données HCP
Agric	Part de l'agriculture dans la valeur ajoutée régionale totale, proxy de la spécialisation productive régionale.	HCP
Servi	Part des services dans la valeur ajoutée régionale totale, complément de la structure sectorielle régionale.	HCP

2.2 La Matrice de Poids Spatiaux

L'analyse spatiale repose sur une matrice de poids spatiaux formalisant les relations de voisinage entre régions. Dans cette étude, une matrice de contiguïté de type Queen, standardisée en ligne, est retenue: deux régions sont considérées comme voisines lorsqu'elles partagent une frontière ou un sommet commun. Le choix de cette matrice, plutôt qu'une matrice de distance inverse ou des k plus proches voisins, repose sur plusieurs considérations. Premièrement, la contiguïté permet d'obtenir une structure de voisinage symétrique, contrairement aux matrices des k plus proches voisins qui peuvent générer des relations asymétriques susceptibles d'affecter la stabilité des estimations. Deuxièmement, la forte hétérogénéité de superficie des régions marocaines rend les distances entre centroïdes relativement peu représentatives des interactions territoriales réelles, ce qui limite la pertinence des matrices fondées sur la distance. Enfin, l'absence de régions isolées dans le découpage régional marocain garantit qu'aucune région ne se retrouve sans voisin dans la matrice de contiguïté. La standardisation en ligne permet par ailleurs d'interpréter le décalage spatial comme la moyenne pondérée des valeurs observées dans les régions voisines (Anselin, 1988; LeSage et Pace, 2009)² [1, 18].

2.3 L'analyse Exploratoire des Données Spatiales

L'Analyse Exploratoire des Données Spatiales (AEDS) regroupe un ensemble d'outils statistiques et graphiques permettant d'étudier la manière dont les phénomènes économiques se répartissent dans l'espace. Elle vise notamment à mettre en évidence l'existence de regroupements spatiaux (clusters), de disparités territoriales ou encore de situations atypiques entre unités géographiques (Anselin, 1995) [2]. Afin d'analyser la répartition du PIB par habitant entre les régions marocaines, trois outils

¹ Issues du fichier GeoPackage de sig-maroc.com

complémentaires sont mobilisés.

Dans un premier temps, l'indice global de Moran (Moran, 1950; Cliff et Ord, 1981^[9]) est utilisé afin de mesurer l'existence d'une autocorrélation spatiale à l'échelle nationale. Un indice positif et statistiquement significatif indique que les régions ayant des niveaux de développement similaires tendent à se regrouper géographiquement. À l'inverse, un indice négatif traduit une logique de dispersion spatiale, où des régions aux caractéristiques différentes sont voisines les unes des autres.

Dans un second temps, le diagramme de dispersion de Moran (Moran scatterplot), développé notamment par Anselin (1996)^[3], permet d'approfondir cette première lecture. En reliant le PIB par habitant standardisé de chaque région à celui des régions voisines à travers le décalage spatial (spatial lag), cet outil met en évidence quatre types de configurations spatiales. Les quadrants High-High (HH) et Low-Low (LL) correspondent à une association spatiale positive: ils traduisent respectivement la présence de régions développées entourées de régions également développées, ou de régions moins développées entourées de régions présentant les mêmes caractéristiques. Ces configurations peuvent révéler l'existence de dynamiques territoriales relativement homogènes (Baumont, Ertur et Le Gallo, 2003)^[6]. À l'inverse, les quadrants High-Low (HL) et Low-High (LH) mettent en évidence des situations atypiques, dans lesquelles une région se distingue du profil économique dominant de son environnement spatial immédiat.

Enfin, afin d'identifier précisément les zones où ces regroupements spatiaux sont statistiquement significatifs, l'analyse est complétée par les indicateurs locaux d'association spatiale (LISA) proposés par Anselin (1995)^[2]. Ces indicateurs permettent de décomposer l'autocorrélation spatiale globale en contributions locales et d'identifier les foyers territoriaux de concentration de richesse ou, au contraire, de marginalisation économique. L'utilisation conjointe de ces trois outils répond à une logique progressive: l'indice de Moran global permet d'identifier l'existence d'une dépendance spatiale, le diagramme de Moran en précise la nature, tandis que les indicateurs LISA permettent d'en localiser les manifestations au niveau régional. Cette articulation entre analyse globale et analyse locale constitue aujourd'hui une démarche centrale dans les travaux d'économie spatiale (Rey et Janikas, 2006)^[21].

2.4 La σ -Convergence

On parle de σ -convergence lorsque la dispersion des revenus par tête entre régions diminue au cours du temps. Cette réduction traduit un rapprochement des niveaux de PIB par habitant autour de la moyenne de l'échantillon. Dans le cadre de cette étude, la dispersion est mesurée par le coefficient de variation du PIB réel par habitant, défini comme le rapport entre l'écart-type et la moyenne:

$$CV_t = \frac{\sigma_t}{\mu_t}$$

Une diminution du coefficient au cours de la période traduit une σ -convergence, tandis qu'une augmentation reflète au contraire une σ -divergence. Théoriquement, une dispersion nulle correspondrait à une homogénéisation complète des niveaux de revenu régionaux, alors qu'une dispersion élevée signifierait la persistance de fortes disparités territoriales.

2.5 La β -Convergence Absolue et Conditionnelle

La β -convergence teste l'existence d'un processus de rattrapage entre régions. La β -convergence absolue suppose un état stationnaire commun à toutes les régions. Elle est estimée en coupe transversale sur les douze régions, selon le modèle de Barro et Sala-i-Martin (1992)^[5]:

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{y_{it}}{y_{i0}} \right) = \alpha + \beta \ln (y_{i0}) + \mu_i$$

Où le terme de gauche désigne le taux de croissance annuel moyen du PIB par tête de la région i sur la période, y_{i0} le PIB par tête à l'année de base (2014), y_{it} celui de l'année finale (2023), et $T = 9$ ans. Un coefficient β négatif et significatif signale une convergence: les régions initialement les moins riches croissent alors plus vite que les autres.

La β -convergence conditionnelle suppose, quant à elle, que chaque région converge vers un état stationnaire qui lui est propre, déterminé par ses caractéristiques structurelles. Le modèle est enrichi de trois variables de conditionnement retenues pour leur rôle dans la dynamique du développement régional. L'investissement public traduit l'intervention territoriale de l'État et sa capacité à soutenir le rattrapage des régions les moins développées. La part de la valeur ajoutée agricole et celle des services rendent compte des spécialisations sectorielles des économies régionales et de leur rôle différencié dans la dynamique de croissance.

Cette spécification est estimée sur deux sous-périodes de cinq ans (2014-2018 et 2019-2023), soit 24 observations:

$$\frac{1}{k} \ln \left(\frac{y_{it}}{y_{i,t-k}} \right) = \alpha + \beta \ln (y_{i,t-k}) + \beta_1 \text{invest}_i + \beta_2 \text{agric}_i + \beta_3 \text{serv}_i + \mu_i$$

Où $k = 5$ ans, à partir du coefficient β , la vitesse de convergence λ et la demi-vie H sont calculées selon $\lambda = -\ln(1+\beta)$ et $H = \ln(2)/\lambda$.

2.6 Procédure de Spécification Spatiale

L'estimation du modèle de convergence conditionnelle par les moindres carrés ordinaires (MCO) suppose l'absence d'autocorrélation spatiale dans les résidus. Si une telle dépendance subsiste, l'estimateur MCO devient inadéquat, et une spécification spatiale doit lui être préférée: soit un modèle à décalage spatial (SAR), soit un modèle à erreurs spatialement autocorrélées (SEM).

Pour trancher entre ces spécifications, nous suivons la procédure séquentielle de Florax, Folmer et Rey (2003)^[12], fondée sur les tests du multiplicateur de Lagrange. Le modèle est d'abord estimé par MCO; la présence d'autocorrélation spatiale dans les résidus est ensuite testée à l'aide du test de Moran et des tests LM-lag et LM-error, ainsi que de leurs versions robustes. Le choix de la spécification finale dépend de la significativité de ces tests.

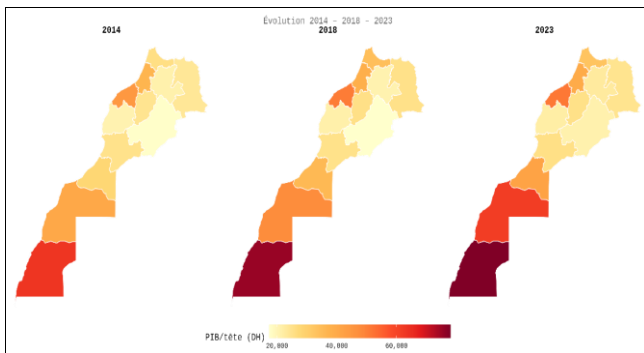
3. Résultats Empiriques

3.1 La Structure Spatiale du PIB par Tête Regional

3.1.1 Distribution Géographique du Revenu Regional

Une première approche de la dépendance spatiale passe par l'examen de la distribution géographique du PIB par tête. La fig 1 présente sa répartition pour les années 2014, 2018 et 2023. Trois constats se dégagent. Les niveaux les plus faibles se concentrent durablement dans les régions de l'intérieur et du centre (Drâa-Tafilalet, Marrakech-Safi, Fès-Meknès), tandis que les régions du Sud, en particulier

Dakhla-Oued Ed-Dahab, affichent des niveaux nettement plus élevés, sous l'effet de l'exploitation des ressources naturelles, des transferts publics et d'une faible densité démographique. Les métropoles de l'axe atlantique, Casablanca-Settat et Rabat-Salé-Kénitra, occupent une position intermédiaire, leur poids démographique abaissant le PIB par tête malgré leur poids économique national. Cette organisation se maintient sur la décennie, l'écart entre le Sud et l'intérieur tendant même à s'accroître. La proximité de régions de niveaux comparables suggère l'existence de regroupements spatiaux, que l'analyse statistique permet de confirmer.



Source: Cartes établies sur la base des données du HCP

Fig 1: PIB régional par tête (2014-2018-2023)

3.1.2 Autocorrelation Spatiale Globale

L'indice de Moran global, calculé annuellement sur la période 2014-2023 (tableau 1), révèle deux faits saillants. La dépendance spatiale est d'abord positive et statistiquement significative pour chacune des dix années considérées. La distribution du PIB par tête entre les régions marocaines n'est donc pas aléatoire: la position géographique d'une région est associée à son niveau de développement, les territoires de niveaux comparables tendant à se localiser à proximité les uns des autres.

Plus remarquable encore, cette dépendance spatiale s'intensifie nettement sur la décennie. L'indice de Moran passe de 0,378 en 2014 à 0,634 en 2022, avant de se stabiliser à 0,618 en 2023, soit une progression d'environ deux tiers en huit ans. Cette intensification ne traduit pas un rapprochement des régions, mais au contraire un renforcement des regroupements: les régions à haut revenu se consolident entre elles, tandis que les régions à faible revenu forment un ensemble spatialement cohérent qui se densifie dans le temps. La structure spatiale du revenu régional ne se dissout pas; elle se cristallise.

Tableau 2: Évolution de l'indice de Moran Global (2014–2023)

Année	Moran I	P-value	Significativité
2014	0,3778	0,012	** (5%)
2015	0,3938	0,007	*** (1%)
2016	0,3992	0,009	*** (1%)
2017	0,3834	0,013	** (5%)
2018	0,4235	0,009	*** (1%)
2019	0,4668	0,005	*** (1%)
2020	0,6087	0,001	*** (1%)
2021	0,6142	0,004	*** (1%)
2022	0,6340	0,001	*** (1%)
2023	0,6175	0,003	*** (1%)

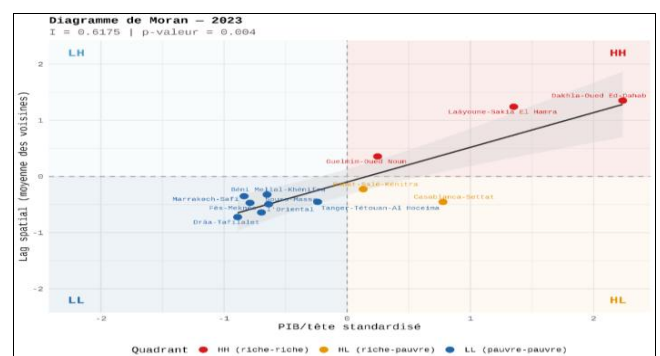
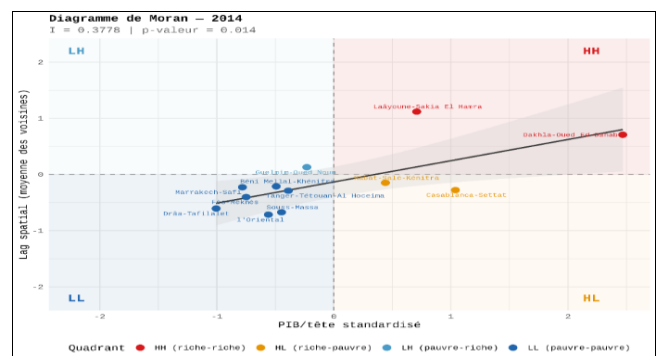
Source: Calculs de l'auteure à partir du logiciel R / données HCP

3.1.3 La Nature des Regimes Spatiaux: Le Diagramme de Moran

Si l'indice global établit l'existence d'une dépendance spatiale, il n'en précise pas la structure. Le diagramme de Moran, en répartissant les régions selon leur PIB par tête standardisé et le décalage spatial de leurs voisines, permet d'en identifier les configurations.

En 2014, deux régimes dominent. Un premier regroupement de type High-High réunit les régions du Sud (Dakhla-Oued Ed-Dahab et Laâyoune-Sakia El Hamra) dont les niveaux de revenu élevés s'inscrivent dans un voisinage comparable. À l'opposé, un vaste ensemble de type Low-Low rassemble la majorité des régions du centre et du nord, dont les niveaux se situent sous la moyenne nationale dans un environnement régional également défavorisé. Casablanca-Settat et Rabat-Salé-Kénitra occupent quant à elles le quadrant High-Low, configuration qui les désigne comme des îlots de richesse sans entraînement spatial sur leurs voisines.

En 2023, l'accroissement de la pente du diagramme confirme le renforcement de la dépendance spatiale, et deux évolutions méritent attention. Le regroupement High-High du Sud s'élargit, Guelmim-Oued Noun ayant rejoint ce groupe à mesure que son PIB par tête progressait. Le regroupement Low-Low du centre-nord, lui, se maintient à l'identique: les mêmes régions y demeurent sur toute la période, sans mobilité ascendante, signe d'une inertie spatiale prononcée. Casablanca-Settat et Rabat-Salé-Kénitra restent en position High-Low, ce qui confirme l'absence de diffusion de la croissance depuis les pôles économiques dominants vers leur périphérie.



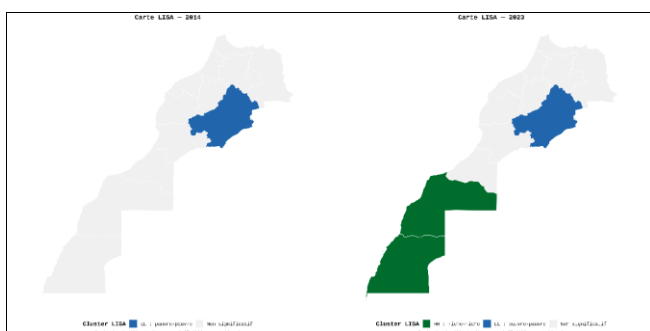
Source: Elaborée par l'auteure sur la base de R

Fig 2: Diagrammes de Moran, PIB par tête standardisé pour 2014-2023

3.1.4 Les Regroupements Locaux Significatifs: Analyse Lisa

Les indicateurs locaux d'association spatiale précisent la

localisation et la significativité statistique de ces regroupements. En 2014, l'autocorrélation locale demeure peu prononcée: seule Drâa-Tafilalet constitue un regroupement Low-Low significatif, témoignant d'un ancrage précoce dans un environnement régional défavorisé. En 2023, la structure locale se consolide nettement. Deux regroupements High-High statistiquement significatifs émergent au Sud, autour de Dakhla-Oued Ed-Dahab et de Laâyoune-Sakia El Hamra. Parallèlement, le regroupement Low-Low de Drâa-Tafilalet se renforce, confirmant le maintien de ce territoire dans une trappe spatiale de sous-développement. Les grandes métropoles atlantiques, en revanche, ne forment aucun regroupement local significatif, ce qui nuance sensiblement leur rôle supposé de pôles de diffusion de la croissance à l'échelle nationale. L'analyse exploratoire fait ainsi ressortir une dépendance spatiale forte et croissante, organisée autour de regroupements stables. Reste à déterminer si cette structure va de pair avec une réduction ou un creusement des écarts de revenu ? question à laquelle répond l'analyse de la convergence.



Source: Elaborée par l'auteur sur la base de R

Fig 3: LISA cluster; PIB par tête standardisé pour 2014 et 2023

3.2 La Dynamique de Convergence Regionale

3.2.1 σ -Convergence: Un Creusement des Disparités

L'évolution du coefficient de variation du PIB réel par tête (tableau 2) traduit une σ -divergence sur l'ensemble de la période: l'indicateur progresse de 0,425 en 2014 à 0,489 en 2023, soit une hausse d'environ 15 %. Malgré la croissance du PIB par tête moyen, les écarts entre régions se sont donc creusés: la croissance n'a pas bénéficié de manière équitable à l'ensemble du territoire.

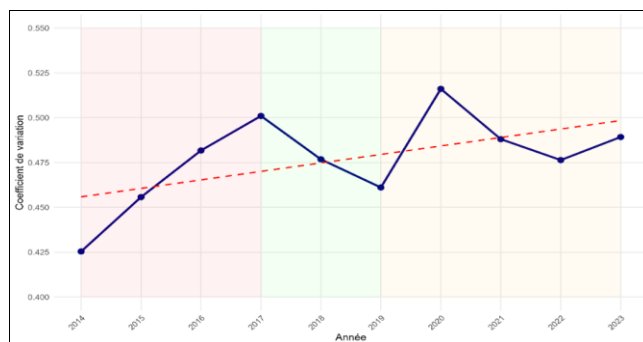
Tableau 3: Moyennes et Coefficients de variation du PIB réel par tête

Année	Moyennes	Coefficients de variation
2014	31030	0,425
2015	32482	0,456
2016	32891	0,482
2017	34337	0,501
2018	34857	0,477
2019	35632	0,461
2020	34468	0,516
2021	36306	0,488
2022	36368	0,476
2023	37263	0,489

Source: Calcul d'auteur / R

Cette trajectoire n'est pas linéaire (graph 1). Une première phase de divergence rapide (2014-2017) porte le coefficient de 0,425 à 0,501, durant les premières années de mise en œuvre de la régionalisation avancée. Une brève phase de

résorption partielle suit (2017-2019), sans inverser la tendance. Le choc de la pandémie en 2020 provoque ensuite une remontée marquée du coefficient, traduisant un impact régionallement différencié, après quoi les disparités se stabilisent à un niveau élevé sans tendance nette à la convergence.



Source: Elaboré par nos soins

Graphique 1: Coefficient de variation du PIB par tête (2014-2023)

3.2.2 β -Convergence Absolue: L'absence de Rattrapage Spontané

L'estimation de la β -convergence absolue produit un coefficient positif et non significatif ($\beta = +0,015$; $R^2 = 0,138$), conduisant à rejeter l'hypothèse d'un rattrapage spontané. Les régions initialement les moins développées ne croissent pas plus vite que les plus avancées. Livrées aux seules forces de marché, les régions marocaines ne tendent pas à réduire leurs écarts de revenu, résultat cohérent avec la σ -divergence précédemment établie.

Tableau 4: Test de la β -convergence absolue

Variables	Coefficient
$\ln(y_{i,2014})$	0.0152
Constant	-0.1403
R^2	0.1379
Adjusted R^2	0.0517
Residual Std. Error	0.0148 (df = 10)
F Statistic	1.5998 (df = 1; 10)

Source: Elaboré par nos soins-R

3.2.3 β -Convergence Conditionnelle: Un Rattrapage Sous Conditions

L'introduction des variables structurelles modifie ce constat. Le coefficient associé au PIB par tête initial devient négatif et significatif ($\beta = -0,080$; $p < 0,05$), ce qui établit l'existence d'une β -convergence conditionnelle. Une fois contrôlées les dotations propres de chaque région, les territoires les moins développés tendent à se rapprocher de leur état stationnaire. Les trois variables de conditionnement sont significatives: l'investissement public, la part agricole et la part des services contribuent toutes positivement à la croissance régionale.

Au préalable, l'application de la procédure de Florax, Folmer et Rey (2003) [12] a confirmé l'adéquation de l'estimateur des moindres carrés ordinaires. Le test de Moran sur les résidus n'est significatif dans aucune des deux sous-périodes ($I = -0,114$, $p = 0,549$ pour 2014-2018; $I = -0,021$, $p = 0,359$ pour 2019-2023). Les tests du multiplicateur de Lagrange aboutissent à la même conclusion: les statistiques LM-lag et LM-error, ainsi que leurs versions robustes, sont toutes non significatives ($p > 0,30$ dans tous les cas). L'absence d'autocorrélation spatiale résiduelle écarte la

nécessité d'une spécification spatiale de type SAR ou SEM. La vitesse de convergence implicite s'établit à 8,3 % par an, soit une demi-vie d'environ huit ans: conditionnellement à leurs caractéristiques structurelles, les régions comblent en moyenne la moitié de l'écart à leur état stationnaire en huit ans.

Tableau 5: Test de la β -convergence conditionnelle

Variables	Coefficient	p-value
Constante	0,355	0,135
Ln (PIB/tête initial)	-0,080	0,017**
Investissement public	+0,012	0,006***
Part agricole	+0,004	0,010**
Part services	+0,005	0,000***
R ² ajusté	0,435	

Source: Calculs de l'auteure / R; Données HCP Note: *** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.10

Le rapprochement de ces résultats dessine une configuration cohérente: convergence conditionnelle sans convergence absolue, dans un espace dont la dispersion s'accroît et dont la structure spatiale se polarise. L'interprétation de cette configuration fait l'objet de la section suivante.

4. Discussion

Les résultats révèlent une situation qui peut sembler paradoxale au regard de notre hypothèse initiale: les écarts de revenu entre régions se creusent et aucun rattrapage spontané n'apparaît, alors même qu'une β -convergence conditionnelle significative est mise en évidence. Cette tension n'est qu'apparente. Elle correspond au cas théorisé par Quah (1993) [20] et Friedman (1992) [13]: chaque région se rapproche de son propre état stationnaire, mais ces équilibres demeurent profondément différenciés. Les régions marocaines convergent donc, mais vers des destinations distinctes, et c'est l'écartement de ces destinations qui produit la divergence d'ensemble.

Ce résultat invite à repenser les conditions d'efficacité de la politique de régionalisation avancée. Pour le comprendre concrètement, prenons deux exemples emblématiques: Dakhla-Oued Ed-Dahab et Drâa-Tafilalet. Ces deux régions ne tendent pas vers le même niveau de développement. La première affiche un revenu par tête élevé, soutenu par les rentes extractives et halieutiques ainsi que par les transferts publics liés à la politique de développement des provinces du Sud. La seconde, économie intérieure tributaire d'une agriculture pluviale exposée aux aléas climatiques, demeure ancrée à un niveau bas.

Ces équilibres reposent toutefois sur des fondements de nature différente, et leur qualification comme états stationnaires appelle une nuance. Le niveau élevé du Sud repose en partie sur des flux de rentes et transferts dont la pérennité n'est pas garantie. Quant à la position du Drâa-Tafilalet, elle reflète à la fois des facteurs structurels et une succession de chocs climatiques dont la composante transitoire ne peut être entièrement écartée. Ces constats invitent à dépasser la simple description des trajectoires individuelles.

C'est ici que l'analyse exploratoire des données spatiales prend tout son sens et dépasse son rôle de simple préalable méthodologique. L'intensification de l'autocorrélation spatiale et la consolidation de regroupements stables montrent que ces états stationnaires distincts ne sont pas dispersés au hasard, mais s'organisent en grappes

géographiques cohérentes. Le pôle méridional se constitue en club régional à part, tandis que le centre-nord dont Drâa-Tafilalet est le cas le plus net reste enfermé dans une trappe spatiale persistante.

Les disparités régionales marocaines ne relèvent donc pas d'un retard transitoire en voie de résorption, mais d'une polarisation structurelle qui s'approfondit. Cette lecture rejoint les travaux sur l'Europe (Le Gallo et Ertur, 2003) [17], dont le cas marocain offre une version accentuée, et prolonge les analyses récentes consacrées au Maroc. Là où ces travaux avaient respectivement repéré une autocorrélation des dépenses publiques (Ouhakki *et al.*, 2022) [19] ou testé la convergence sans dimension spatiale (Benida *et al.*, 2023) [7], l'articulation des deux approches révèle ici que la non-convergence s'accompagne d'une organisation géographique précise des inégalités.

Un résultat mérite une attention particulière en raison de ses implications. Casablanca-Settat et Rabat-Salé-Kénitra, qui concentrent à elles seules une part déterminante du PIB national, se maintiennent dans le quadrant High-Low du diagramme de Moran, sans former de regroupement spatial significatif avec leurs voisines. À travers l'indicateur du PIB par habitant régional, le dynamisme de l'axe atlantique porté notamment par l'industrie automobile, services, logistique, n'apparaît pas se diffuser vers l'arrière-pays. Ce constat n'établit pas que ces métropoles soient dépourvues de tout effet d'entraînement sur le territoire national; il suggère plutôt que, à l'échelle régionale et à travers l'indicateur retenu, leur rôle de moteur de diffusion territoriale ne se vérifie pas. Une telle lecture invite à interroger l'hypothèse, souvent implicite dans les politiques d'aménagement, selon laquelle le développement des grands pôles entraînerait mécaniquement celui de leur périphérie (Rodríguez-Pose, 2018) [22], sans pour autant conclure de façon définitive sur la réalité des dynamiques à l'œuvre dans le cas marocain.

Ces constats livrent plusieurs enseignements pour la conduite de la régionalisation avancée. Au terme du premier cycle complet de sa mise en œuvre, celle-ci ne semble pas avoir enclenché un véritable rééquilibrage territorial, ce que suggère également la faible participation des régions à l'investissement public relevée par la Cour des Comptes. Pour autant, la significativité de la β -convergence conditionnelle, ainsi que l'association positive observée entre investissement public et croissance régionale, indiquent que l'action publique dispose de leviers réels. En agissant sur les dotations structurelles des régions en retard, les politiques publiques pourraient contribuer à rapprocher les états stationnaires régionaux eux-mêmes, et non uniquement à accélérer la convergence vers des équilibres préexistants. Encore faut-il que ces interventions soient spatialement différenciées et attentives aux configurations de voisinage, plutôt qu'uniformes ou concentrées sur les pôles dominants. À cet égard, la prise en compte de la dimension spatiale ne constitue pas un simple raffinement analytique, mais une condition de l'efficacité de l'action territoriale.

Ces résultats doivent être lus à la lumière de plusieurs limites, qui dessinent autant de prolongements possibles. La première tient à la nature des équilibres régionaux identifiés. La période 2014-2023 conjugue des chocs majeurs pandémie, sécheresses récurrentes dont il est difficile de séparer pleinement l'effet transitoire de la composante structurelle des disparités; une analyse de robustesse temporelle, distinguant tendance de long terme et chocs

conjuncturels, permettrait de préciser ce point. La deuxième limite concerne l'endogénéité de l'investissement public: la corrélation positive observée ne préjuge pas du sens de la causalité, l'investissement pouvant aussi bien soutenir les régions en retard que suivre les régions déjà dynamiques. Une stratégie d'identification plus rigoureuse, par variables instrumentales ou par un panel dynamique corrigeant le biais d'endogénéité, constitue une extension naturelle de ce travail. La troisième limite, enfin, est d'ordre institutionnel: si la convergence conditionnelle établit qu'une action ciblée sur les dotations structurelles serait théoriquement efficace, elle ne dit rien de sa faisabilité politique. Dans un cadre de gouvernance encore largement centralisé, l'octroi de dotations différenciées selon les besoins régionaux soulève une question d'acceptabilité que l'analyse économique seule ne peut trancher.

5. Conclusion

Cet article a analysé conjointement la structure spatiale et la dynamique de convergence du PIB par tête des douze régions marocaines entre 2014 et 2023, en croisant l'analyse exploratoire des données spatiales et les modèles de convergence. Les résultats convergent vers un même diagnostic. L'absence de β -convergence absolue et le creusement de la dispersion montrent qu'aucun rattrapage spontané n'est à l'œuvre. La β -convergence conditionnelle révèle pourtant que les régions se rapprochent de leurs états stationnaires respectifs, mais ces équilibres, l'analyse spatiale le montre, s'organisent en grappes géographiques stables. Les disparités régionales marocaines ne relèvent donc pas d'un retard appelé à se combler avec le temps. Elles traduisent une polarisation qui s'installe.

L'apport principal de ce travail tient à cette lecture croisée: la structure spatiale donne un visage géographique à la divergence, et l'analyse de convergence confère une portée dynamique à cette structure. Le cas des métropoles atlantiques en est l'illustration la plus parlante. Casablanca et Rabat concentrent la richesse sans la diffuser à leur voisinage immédiat. Ce constat doit toutefois être lu avec mesure: l'absence de débordement spatial direct, telle que la capte le revenu par tête, n'exclut pas des liens interrégionaux passant par d'autres canaux que cette étude ne mesure pas.

Reste l'enseignement pour l'aménagement du territoire. Dans le cas marocain, la convergence ne viendra ni des seules forces de marché, ni de la diffusion supposée des grands pôles. L'analyse suggère qu'une action ciblée sur les dotations structurelles des régions en retard serait, en théorie, un levier de rééquilibrage. Elle ne prouve pas que ce levier soit actionnable. Les régions, créées en 2015, disposent encore de marges budgétaires limitées, et l'essentiel des décisions demeure centralisé, la faible participation régionale à l'investissement public relevée par la Cour des Comptes (2023) ^[11] le rappelle. La différenciation territoriale relève alors moins de l'expertise économique que de la décision politique. C'est sur cette frontière, entre ce que les données rendent souhaitable et ce que les institutions rendent possible, que se joue le développement régional marocain.

Plusieurs prolongements se dessinent. L'estimation de la convergence conditionnelle par un panel dynamique corrigeant l'endogénéité, l'examen des ruptures induites par les chocs de la période, et l'étude des canaux non spatiaux de diffusion permettraient d'approfondir le diagnostic esquissé ici.

6. References

1. Anselin L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht, Kluwer Academic Publishers, 1988.
2. Anselin L. Local indicators of spatial association: LISA. *Geographical Analysis*. 1995; 27(2):93-115.
3. Anselin L. The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association. In: Fischer M, Scholten H, Unwin D, éditeurs. *Spatial Analytical Perspectives on GIS*. Londres, Taylor & Francis, 1996, 111-125.
4. Barro RJ, Sala-i-Martin X. Convergence across states and regions. *Brookings Papers on Economic Activity*. 1991; 22(1):107-182.
5. Barro RJ, Sala-i-Martin X. Convergence. *Journal of Political Economy*. 1992; 100(2):223-251.
6. Baumont C, Ertur C, Le Gallo J. Spatial convergence clubs and the European regional growth process, 1980-1995. In: Fingleton B, éditeur. *European Regional Growth*. Berlin, Springer, 2003, 131-158.
7. Benida O, Allali K, Ramou H, Fadelou A. La dimension économique dans le découpage régional au Maroc: Analyse de la convergence des régions. *African Scientific Journal*. 2023; 3(19):353-373.
8. Bivand RS, Wong DWS. Comparing implementations of global and local indicators of spatial association. *TEST*. 2018; 27(3):716-748.
9. Cliff AD, Ord JK. *Spatial Processes: Models and Applications*. Londres, Pion, 1981.
10. Commission Spéciale sur le Modèle de Développement (CSMD). *Le Nouveau Modèle de Développement: Rapport général*. Rabat, Royaume du Maroc, 2021.
11. Cour des Comptes. *Rapport thématique sur la mise en œuvre de la régionalisation avancée*. Rabat, Royaume du Maroc, 2023.
12. Florax RJGM, Folmer H, Rey SJ. Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry's methodology. *Regional Science and Urban Economics*. 2003; 33(5):557-579.
13. Friedman M. Do old fallacies ever die? *Journal of Economic Literature*. 1992; 30(4):2129-2132.
14. Haut-Commissariat au Plan (HCP). *Le développement socio-économique régional: Niveau et disparités, 2001-2017*. Rabat, HCP, 2020.
15. Ibourk A, Amaghous J. Convergence éducative et déterminants socio-économiques: Analyse spatiale sur des données marocaines. *Mondes en Développement*. 2016; 176:93-116.
16. Krugman P. Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*. 1991; 99(3):483-499.
17. Le Gallo J, Ertur C. Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980-1995. *Papers in Regional Science*. 2003; 82(2):175-201.
18. LeSage J, Pace RK. *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton, CRC Press, 2009.
19. Ouhakki G, El Kadib A, Rais K. Disparités régionales et dépenses publiques au Maroc: Une approche par l'économétrie spatiale. HAL Working Paper, hal-03911488, 2022.
20. Quah D. Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis. *Scandinavian Journal of Economics*. 1993; 95(4):427-443.
21. Rey SJ, Janikas MV. STARS: Space-Time Analysis of

- Regional Systems. *Geographical Analysis*. 2006; 38(1):67-86.
22. Rodríguez-Pose A. The revenge of the places that don't matter (and what to do about it). *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*. 2018; 11(1):189-209.
 23. Sala-i-Martin X. The classical approach to convergence analysis. *Economic Journal*. 1996; 106(437):1019-1036.
 24. Solow RM. A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*. 1956; 70(1):65-94.
 25. Tobler WR. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic Geography*. 1970; 46(sup1):234-240.