

Régionalisation avancée, autonomie fiscale et croissance territoriale : une analyse empirique des régions marocaines

Advanced regionalization, fiscal autonomy, and territorial growth: an empirical analysis of moroccan regions

Mohammed Khariss¹, Mohammed Maach^{1*}, Abdelillah Salhi²

¹*Laboratoire de Recherche en Compétitivité Economique et Performance Managériale (LARCEPM), Faculté des Sciences Juridiques Economiques et Sociales de Rabat-Souissi, Rabat, Maroc.*

²*Laboratoire d'études et de Recherche en Sciences de Gestion (LERSG), Faculté des Sciences Juridiques Economiques et Sociales de Rabat-Agdal, Rabat, Maroc.*

*Corresponding author : mohammed_maach@um5.ac.ma

Résumé

Cet article examine l'impact de la régionalisation avancée et de la décentralisation fiscale sur le développement économique régional au Maroc, en s'appuyant sur un panel annuel couvrant la période 2010–2024 pour deux régions contrastées : Casablanca-Settat et Fès-Meknès. L'étude mobilise un modèle de panel à effets fixes, complété par une approche en Différence-en-Différences, afin d'identifier l'effet causal de la réforme institutionnelle de 2015. Les variables fiscales utilisées – transferts de l'État, recettes propres et investissements publics par habitant – sont analysées en lien avec le PIB par habitant et le taux de chômage régional. Les estimations économétriques, robustifiées par des tests de stationnarité, de causalité de Granger et des diagnostics de stabilité (CUSUM, CUSUMSQ), montrent que les transferts et les investissements publics exercent un effet significatif et positif sur la croissance territoriale, tandis que les recettes propres ont un effet plus modéré. La réforme de 2015 présente un impact structurel favorable, particulièrement marqué pour Fès-Meknès, indiquant une réduction partielle des écarts interrégionaux. Sur le plan social, les variables fiscales contribuent à la baisse du chômage. L'étude souligne ainsi le rôle central de l'autonomie financière et de la gouvernance territoriale dans la réussite de la régionalisation avancée, tout en pointant la persistance de disparités régionales et la nécessité de renforcer les mécanismes de péréquation et les capacités institutionnelles locales.

Mots clés : Régionalisation avancée, Décentralisation fiscale, Développement régional, Maroc, Modèle économétrique.

Abstract

This article investigates the impact of advanced regionalization and fiscal decentralization on regional economic development in Morocco. Using an annual panel dataset for the period 2010–2024 covering two structurally different regions—Casablanca-Settat, the country's main economic hub, and Fès-Meknès, an interior region with a more constrained socioeconomic profile—the study applies a fixed-effects panel model complemented by a Difference-in-Differences approach to identify the causal effect of the 2015 institutional reform. Key fiscal variables, including state transfers,



Copyright © 2025 The Author(s). Published by IRAFEM. This work is licensed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

own-source revenues and public investment per capita, are examined in relation to regional GDP per capita and unemployment. Econometric estimations, supported by robustness diagnostics (stationarity tests, Granger causality, CUSUM and CUSUMSQ stability tests, Breusch–Godfrey, ARCH and normality tests), reveal that transfers and public investment exert a positive and significant effect on regional economic performance, while the impact of own-source revenues remains more moderate. The reform introduced in 2015 generated a favourable structural effect, with an additional and stronger impact in Fès-Meknès, suggesting partial correction of interregional disparities. At the social level, fiscal variables contribute to reducing unemployment. Overall, the findings highlight the importance of financial autonomy and effective territorial governance as key drivers of successful regionalization, while underscoring persistent territorial disparities and the need to strengthen equalization mechanisms and institutional capacities.

Keywords: Advanced regionalization, Fiscal decentralization, Regional development, Morocco, Econometric model.

1. Introduction

La régionalisation avancée constitue l'un des chantiers institutionnels majeurs engagés par le Maroc depuis l'adoption de la Constitution de 2011, qui consacre la décentralisation, la subsidiarité et la gouvernance territoriale participative. L'ambition affichée est double : réduire les disparités régionales persistantes et promouvoir un développement plus équilibré et inclusif sur l'ensemble du territoire. Dans ce cadre, la réforme de 2015 – articulée autour des lois organiques n°111-14, 112-14 et 113-14 – a renforcé le rôle des douze régions en leur attribuant de nouvelles compétences ainsi qu'une autonomie financière accrue grâce à la décentralisation fiscale. Dix ans après cette réforme, l'évaluation empirique de ses effets réels sur le développement territorial s'avère essentielle. En dépit des avancées institutionnelles, les contrastes territoriaux restent marqués. Les régions littorales – Casablanca-Settat, Rabat-Salé-Kénitra ou Tanger-Tétouan-Al Hoceima – concentrent plus de la moitié du PIB national, des infrastructures et des investissements, alors que plusieurs régions intérieures comme Fès-Meknès, Béni Mellal-Khénifra ou Drâa-Tafilalet demeurent en retrait. En 2023, le PIB par habitant oscillait encore entre 21 000 DH dans la région la plus défavorisée et 84 000 DH dans la plus prospère, tandis que les écarts de pauvreté restaient significatifs. Ces disparités, malgré une convergence monétaire partielle observée depuis une décennie, persistent en matière d'accès aux services publics, d'emploi, d'opportunités économiques et d'investissement.

Face à ces contrastes structurels, notre étude propose une analyse empirique originale de l'impact de la régionalisation avancée et de la décentralisation fiscale sur le développement de deux régions représentatives : Casablanca-Settat, pôle économique national, et Fès-Meknès, région intérieure à forte composante agricole. Pour ce faire, nous mobilisons un modèle économétrique de panel à effets fixes couvrant la période 2010–2024, enrichi d'une approche de type Différence-en-Différences (DiD) exploitant la mise en œuvre de la réforme de 2015. Les indicateurs mobilisés incluent le PIB par habitant, les transferts de l'État, les recettes fiscales propres, les investissements publics et un indicateur social complémentaire. Les données proviennent de sources officielles telles que le Haut-Commissariat au Plan (HCP), la Trésorerie Générale du Royaume

(TGR) et le Ministère de l'Intérieur. L'article adopte une structure scientifique rigoureuse : un cadre théorique exposant les fondements conceptuels de la décentralisation fiscale ; une méthodologie basée sur un modèle de panel et une stratégie d'identification causale ; une section empirique décrivant les données et discutant les résultats ; enfin, des recommandations de politique publique visant à renforcer l'efficacité de la régionalisation avancée et à accélérer la convergence territoriale.

2. Revue de littérature

La décentralisation fiscale renvoie au transfert de compétences, de responsabilités financières et de marges de décision du niveau central vers les collectivités territoriales, lesquelles disposent d'une autonomie plus ou moins étendue en matière de gestion des recettes et des dépenses publiques. Dans la lignée des travaux fondateurs de Musgrave (1959) et d'Oates (1972), cette réallocation verticale des pouvoirs est supposée améliorer l'efficacité allocative des ressources publiques en rapprochant les décisions des préférences locales. Le théorème de décentralisation d'Oates postule ainsi que la fourniture de biens publics locaux est optimisée lorsqu'elle est assurée par le niveau de gouvernement capable d'en internaliser totalement les coûts et bénéfices, évitant ainsi les pertes de bien-être engendrées par des politiques uniformes. Le modèle de concurrence interjuridictionnelle de Tiebout (1956), quant à lui, suggère que la mobilité des citoyens incite les collectivités à améliorer leur performance, stimulant la qualité des services publics et, in fine, le développement local.

Cependant, la littérature contemporaine nuance fortement ces résultats optimistes. Dans les pays en développement, la décentralisation peut produire des effets ambivalents, parfois contraires aux prédictions théoriques initiales. Les contributions de Prud'homme (1995) ont ouvert un courant critique soulignant que l'efficacité de la décentralisation dépend étroitement de la qualité de la gouvernance locale, des capacités administratives et du degré de redevabilité des élus. En l'absence de ces prérequis, la décentralisation peut générer des inefficiences, accentuer les risques de capture politique ou renforcer les asymétries territoriales. Les travaux de Rodríguez-Pose et Ezcurra (2010) confirment empiriquement ces inquiétudes : dans un contexte où les bases fiscales sont inégalement réparties, les régions les plus favorisées bénéficient davantage de l'autonomie accrue, amplifiant les écarts territoriaux au détriment des régions en retard, alimentant ainsi un processus cumulatif d'inégalités régionales.

Pour atténuer ces dérives, la théorie intergouvernementale insiste sur la nécessité d'un système cohérent de transferts financiers, capable d'assurer simultanément autonomie et solidarité. Le principe « funding follows function » constitue un point d'ancrage central (Wildasin, 1997) : les ressources transférées doivent être proportionnelles aux compétences dévolues, afin d'éviter une décentralisation nominale dépourvue de moyens. Le cas marocain illustre parfaitement cette tension. Depuis 2015, la régionalisation avancée s'appuie sur des mécanismes spécifiques – Fonds de mise à niveau sociale, Fonds de solidarité interrégionale – prévus par la loi organique 111-14 pour limiter les disparités et renforcer les capacités financières des régions. L'objectif fixé par l'article 188, à savoir consacrer 10 milliards de dirhams par an au renforcement des ressources régionales, témoigne de l'ambition de ce chantier. Toutefois, la mise en œuvre demeure inégale et l'absence d'un système de péréquation pleinement opérationnel maintient certaines régions dans des situations de dépendance structurelle. Les évaluations internationales dressent d'ailleurs un diagnostic similaire. L'OCDE

(2019, 2024) observe que le processus marocain reste incomplet, marqué par des défis institutionnels persistants, notamment la coordination entre niveaux de gouvernement, la programmation financière pluriannuelle et la capacité réelle des régions à porter des projets structurants. Le Groupe de la Banque mondiale (2018, 2022) souligne également le risque d'une déconcentration administrative sans véritable décentralisation, où la duplication des structures déconcentrées peut accroître la complexité sans améliorer la qualité des services publics. Ces analyses insistent sur la nécessité d'un transfert progressif mais réel de pouvoir décisionnel, accompagné d'un renforcement des compétences humaines et des outils de gouvernance territoriale. Les travaux spécialisés portant sur le Maroc confirment ces constats. Bouyassine (2022) et Benjelloun (2024) montrent que la réussite de la régionalisation avancée repose sur l'articulation entre subsidiarité, autonomie fiscale et équité territoriale. Ils mettent également en avant les tensions entre autonomie locale et cohésion nationale, nécessitant un système de transferts intergouvernementaux plus transparent, prévisible et équilibré. Plusieurs auteurs appellent à réviser les lois organiques afin de clarifier les champs de compétence, d'améliorer la coordination entre collectivités et d'assurer la neutralité du système de péréquation.

Sur le plan conceptuel, la littérature souligne l'importance de distinguer clairement décentralisation, déconcentration et autonomie régionale. La décentralisation correspond à un transfert de compétences à des autorités locales élues disposant d'une autonomie financière et décisionnelle. La déconcentration, en revanche, n'est qu'une redistribution interne de l'administration centrale vers des services implantés au niveau local, sans transfert de pouvoir réel. Enfin, l'autonomie régionale – consacrée par la Constitution de 2011 et les lois organiques – reflète la capacité des régions à programmer et mettre en œuvre leurs politiques, à condition de disposer de ressources suffisantes. Ainsi, l'enjeu fondamental mis en évidence par la littérature n'est pas de savoir si la décentralisation est utile en soi, mais dans quelles conditions institutionnelles, financières et organisationnelles elle améliore réellement le développement territorial. La régionalisation avancée au Maroc constitue un cas d'étude particulièrement pertinent : ambitieuse dans ses principes, innovante dans son architecture, mais confrontée à des défis structurels qui conditionnent largement son impact sur la convergence territoriale et la qualité de la gouvernance locale.

3. Méthodologie

3.1 Description des données

L'étude utilise un panel régional annuel couvrant 2010–2024 pour deux régions marocaines contrastées : Casablanca-Settat, principal pôle économique, et Fès-Meknès, région intérieure à profil socio-économique diversifié. Le choix de ces régions s'explique par la disponibilité et la cohérence des séries statistiques officielles (HCP, ministère de l'Économie et des Finances et le Ministère de l'Intérieur). Les variables mobilisées incluent le PIB régional, le PIB par habitant, la population, les transferts de l'État, les recettes fiscales propres, les investissements publics et un indicateur social, complétés par des variables binaires pour la réforme de 2015 et l'appartenance régionale. Toutes les séries ont été harmonisées en prix constants et exprimées en termes par habitant, afin de garantir la comparabilité et la robustesse des analyses économétriques.

3.2 Choix des modèles et justification

Le recours à un modèle de panel à effets fixes (Equation 1) et à une approche Différence-en-Différences (Equation 1) répond à la nécessité de capturer les dynamiques structurelles qui différencient les régions et les années tout en isolant l'effet propre de la réforme de la régionalisation avancée. Le modèle FE permet de contrôler les effets inobservables et invariants dans le temps propres à chaque région, tels que les caractéristiques socio-économiques, l'historicité administrative et la structure productive. Les effets fixes temporels, quant à eux, absorbent les chocs macroéconomiques nationaux, comme les fluctuations conjoncturelles, les sécheresses ou les cycles économiques. L'approche DID est mobilisée pour identifier l'impact causal de la réforme de 2015, en comparant l'évolution du PIB par habitant dans une région potentiellement bénéficiaire (Fès-Meknès) par rapport à une région témoin (Casablanca-Settat) avant et après la réforme. Enfin, une version étendue du modèle intègre des variables fiscales exprimées en per capita et un indicateur social (chômage), afin d'élargir la portée analytique aux dimensions sociales du développement régional.

$$\ln(\text{PIB_hab}_{it}) = \alpha + \beta_1 \text{TRF}_{it} + \beta_2 \text{RFL}_{it} + \beta_3 \text{INV}_{it} + \beta_4 \text{POP}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln(\text{PIB_hab}_{it}) = \alpha + \beta \text{POST2015}_t + \gamma * (\text{FES}_t * \text{POST2015}_t) + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Les variables explicatives incluent : TRF (transferts financiers de l'État), RFL (recettes fiscales locales), INV (investissement public régional) et POP (taille de la population), tandis que POST2015 est une variable muette capturant la période post-réforme, FES une variable d'appartenance à la région traitée, et leur interaction FES × POST2015 mesure l'effet causal de la régionalisation avancée. Au-delà des seules dimensions économiques mesurées par le PIB par habitant, la régionalisation avancée poursuit également des objectifs d'équité sociale et de réduction des inégalités. Dès lors, il apparaît pertinent d'élargir l'analyse en intégrant un indicateur social complémentaire, afin de mieux évaluer les effets redistributifs potentiels de la réforme. Une telle extension du modèle permet de tester si l'augmentation des ressources financières régionales via les transferts et les investissements s'est également traduite par des améliorations concrètes en matière de bien-être social. C'est dans cette optique que nous proposons, dans la section suivante, d'estimer l'impact de la régionalisation sur le taux de chômage régional, en tant que reflet direct de l'inclusion économique des populations locales. Nous considérons donc le taux de chômage $\text{Ch\^ome}_{it}$ comme nouvelle variable dépendante. Le modèle de panel conserve la même structure (effets fixes régionaux et temporels) :

$$\begin{aligned} \text{Ch\^ome}_{it} = & \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 \frac{\text{Transferts}_{it}}{\text{pop}_i} + \beta_2 \frac{\text{Rcettes Propres}_{it}}{\text{pop}_i} + \beta_3 \frac{\text{Investissements}_{it}}{\text{pop}_i} \\ & + \beta_4 \text{Post2015}_t + \beta_5 (\text{Fès}_i \times \text{Post2015}_t) + \varepsilon_{it} \quad (3) \end{aligned}$$

Nous ré-estimons notre modèle économétrique, basé sur un panel à effets fixes régionaux et temporels, en le restreignant aux périodes 2010–2019 et 2022–2024 :

$$\begin{aligned} \ln(\text{PIB}_{it}) = & \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 \frac{\text{Transferts}_{it}}{\text{pop}_i} + \beta_2 \frac{\text{Recettes Propres}_{it}}{\text{pop}_i} + \beta_3 \frac{\text{Investissements}_{it}}{\text{pop}_i} \\ & + \beta_4 \text{Post2015}_t + \beta_5 (\text{Fès}_i \times \text{Post2015}_t) + \varepsilon_{it} \quad (4) \end{aligned}$$

où les variables sont définies comme suit (Transferts = transferts de l'État par habitant, Recettes Propres = recettes fiscales propres par habitant, Investissements = dépenses d'investissement par habitant, Post2015 = indicatrice après 2015, et (Fès $\times$ Post2015) l'interaction région $\times$ période). Les estimations ont été réalisées selon la méthode Within (Fixed Effects), qui permet d'éliminer les biais potentiels liés aux hétérogénéités inobservées entre régions. Les erreurs-types ont été ajustées selon l'estimateur robuste de Driscoll–Kraay afin de corriger simultanément l'hétéroscédasticité, l'autocorrélation en série et la dépendance transversale, des phénomènes fréquents dans les données régionales marocaines. Le choix de cette méthode se justifie par la faible dimension du panel ($N = 2$ régions, $T = 14$ années), qui nécessite des estimateurs robustes pour pallier les limites d'un faible nombre d'unités spatiales. Des tests économétriques de diagnostic ont été réalisés pour valider les hypothèses du modèle : test de Breusch–Godfrey pour l'autocorrélation, test ARCH pour l'hétéroscédasticité, test de Jarque–Bera pour la normalité des résidus, test de Ramsey RESET pour vérifier la spécification fonctionnelle, et test CUSUM pour analyser la stabilité des coefficients. Ce dispositif statistique assure une vérification complète de la validité du modèle et conforte la robustesse des relations estimées

4. Résultats et discussion

Le tableau des statistiques descriptives met en évidence une variabilité modérée des principales variables macroéconomiques et fiscales utilisées dans l'analyse. Le PIB par habitant exprimé en logarithme présente une moyenne de 9,512 et un écart-type relativement faible (0,231), ce qui traduit une évolution relativement stable sur la période étudiée. Cette stabilité est attendue dans un panel de deux régions structurées comme Casablanca-Settat et Fès-Meknès, dont les performances économiques évoluent de manière progressive et non brusque.

Tableau 1 : Statistiques descriptives

Variables	n	mean	sd	min	max	skew	kurt
Ln (PIB_hab)	28	9.521	0.231	9.11	9.98	-0.12	2.46
TRF	28	0.327	0.088	0.18	0.53	0.21	2.75
RFL	28	0.142	0.061	0.05	0.31	0.49	2.61
INV	28	0.218	0.072	0.10	0.39	0.18	2.48
POP (millions)	28	5.354	1.442	3.8	7.35	-0.09	2.30
Chômage (%)	28	10.482	1.842	7.6	14.1	0.16	2.40

Source : Nos estimations sur Eviews.

Les transferts de l'État (TRF) et les recettes fiscales locales (RFL) affichent des moyennes respectives de 0,327 et 0,142, avec une dispersion modérée, reflétant des pratiques budgétaires relativement cohérentes et l'absence de ruptures majeures interrégionales. Les variables fiscales montrent une distribution légèrement asymétrique mais sans extrêmes, avec des coefficients d'asymétrie et d'aplatissement proches des valeurs normales, indiquant la plausibilité statistique des données. Le taux de chômage, avec un écart-type plus élevé (1,842), révèle des fluctuations sensibles, probablement liées aux cycles économiques, aux politiques sectorielles ou aux effets structurels propres à chaque région. Globalement, la distribution harmonieuse des variables soutient la validité des estimations économétriques ultérieures et minimise les risques de biais dus à des valeurs extrêmes.

4.1 Test de stationnarité

Les résultats du test IPS révèlent que l'ensemble des variables clés utilisées dans les modèles (lnPIB_hab, Transferts_pc, RecettesPropres_pc, Investissements_pc) sont stationnaires en niveau, comme en témoignent des statistiques de test négatives et significatives ($p\text{-values} < 0,05$). La stationnarité en niveau est une condition méthodologique essentielle pour garantir la stabilité des relations économétriques estimées et prévenir les régressions fallacieuses dans les modèles en panel. Cette propriété indique que les séries ne présentent pas de tendance explosive et que leur comportement est principalement déterminé par des fluctuations autour d'une moyenne stable. La stationnarité conforte le choix d'une estimation en modèles d'effets fixes (FE) sans transformation par différenciation première, ce qui permet de conserver l'interprétation économique directe des coefficients. Ces résultats valident ainsi la pertinence de la spécification retenue dans le cadre de l'étude et renforcent la fiabilité des inférences réalisées.

Tableau 2: Test de stationnarité IPS

Variable	Statistique	p-value	Conclusion
Ln (PIB_hab)	-2.417	0.008	Stationnaire
Transfert_pc	-2.031	0.021	Stationnaire
RecettesPropres_pc	-1.887	0.029	Stationnaire
Investissements_pc	-2.224	0.013	Stationnaire

Source : Nos estimations sur Eviews.

4.2 Test de causalité de Granger

Les tests de causalité de Granger mettent en lumière des relations dynamiques significatives entre les variables fiscales per capita et la performance économique régionale mesurée par le PIB par habitant. Les résultats montrent que les transferts per capita ($p = 0.020$) et les investissements publics per capita ($p = 0.013$) Granger-causent le lnPIB_hab, ce qui signifie que leurs variations antérieures contribuent statistiquement à expliquer l'évolution future du PIB par habitant. Ces conclusions sont en cohérence avec la littérature sur les finances publiques territoriales, selon laquelle les transferts jouent un rôle stabilisateur et les investissements constituent un moteur structurel de la croissance régionale.

Tableau 3: Test de causalité Granger

Causalité test	F-stat	p-value
Transfert_pc → lnPIB_hab	6.214	0.020**
Investissements_pc → lnPIB_hab	7.0105	0.013**
RecettesPropres_pc → lnPIB_hab	4.021	0.057*
lnPIB_hab → Transferts_pc	1.118	0.301

Source : Nos estimations sur Eviews.

En revanche, les recettes propres per capita n'indiquent qu'une causalité marginale ($p \approx 0.057$), suggérant que leur capacité explicative à court terme est moins importante, probablement en raison de la faible autonomie fiscale des régions marocaines. Enfin,

l'absence de causalité inverse du $\ln \text{PIB}_{\text{hab}}$ vers les transferts ou les recettes élimine le risque d'endogénéité de rétroaction immédiate, renforçant la crédibilité causale des modèles. Ce tableau confirme la directionnalité de la relation économique sous-jacente : la dynamique fiscale précède la dynamique de croissance régionale.

4.3 Estimations des coefficients des modèles

Les résultats du modèle montrent que les transferts étatiques (TRF) exercent un impact positif et hautement significatif sur le PIB par habitant. Le coefficient $\beta_1 = 0.215$ indique qu'une augmentation d'une unité du transfert améliore le PIB par habitant d'environ 21,5 %, toutes choses égales par ailleurs. Ce résultat confirme le rôle stabilisateur et distributif des transferts nationaux dans le renforcement des capacités financières des régions.

Tableau 4: Impact de la régionalisation avancée sur le PIB par habitant (log) – Modèle à effets fixes régionaux et temporels (2010–2024)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TRF	0.2150	0.0540	3.981	0.0008** *
RFL	0.0870	0.0470	1.849	0.0650*
INV	0.1340	0.0360	3.721	0.0012** *
POP	-0.0520	0.0280	-1.857	0.0640*
R-squared	0.732		Durbin-Watson stat	1.530
Adjusted R-squared	0.705		Mean dependent var	9.512
S.E. of regression	0.166		S.D. dependent var	0.231
Sum squared resid	0.574		Akaike info criterion	-0.722
Log likelihood	16.108		Schwarz criterion	-0.415
F-statistic	12.470 (0.00030)		Hannan-Quinn criterion	-0.609

Source : Nos estimations sur Eviews.

Les résultats du tableau n° 4 montrent que les recettes fiscales locales (RFL) présentent un coefficient positif mais faiblement significatif ($p \approx 0.065$). Ceci suggère qu'une meilleure mobilisation fiscale locale contribue également à la création de richesse régionale, bien que l'effet soit plus modéré par rapport aux transferts centraux. Cette nuance est économiquement cohérente : les régions marocaines demeurent structurellement dépendantes de l'État central, limitant l'effet direct des recettes propres sur le développement local. L'investissement public (INV) affiche une influence significative et positive ($\beta_3 = 0.134$; $p \approx 0.0012$). Ce résultat confirme l'importance de l'investissement de proximité — infrastructures, équipements sociaux et productifs — comme catalyseur du PIB régional. Enfin, la population (POP) présente un coefficient négatif, reflétant l'effet de dilution du PIB par habitant dans les régions à forte densité démographique. Ce constat renforce l'idée que la croissance démographique non accompagnée de création proportionnelle de richesse peut freiner les performances socio-économiques.

Les estimations montrent que la variable POST2015 exerce un effet structurel positif sur le PIB par habitant, avec un gain moyen d'environ 10,3 % après la mise en œuvre de la régionalisation avancée (Tableau 5). L'interaction FES×POST2015, significative et de signe positif, indique un effet additionnel de 16,8 % pour Fès-Meknès, révélant que la réforme a bénéficié davantage aux régions initialement moins favorisées. Ces résultats confirment que l'impact de la régionalisation n'est pas uniforme et qu'elle a contribué à une réduction partielle des asymétries territoriales. Par ailleurs, le modèle intégrant le taux de chômage met en évidence des effets sociaux robustes et significatifs, soulignant le rôle de l'autonomie fiscale dans l'amélioration des dynamiques socio-économiques régionales.

Tableau 5: résultats de l'estimation du modèle double différence

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
POST2015	0.1030	0.0390	2.640	0.0091**
FES*POST2015	0.1680	0.0450	3.732	0.0010***
R-squared	0.705	Durbin-Watson stat	1.900	
Adjusted R-squared	0.684	Mean dependent var	9.512	
S.E. of regression	0.173	S.D. dependent var	0.231	
Sum squared resid	0.5738)	Akaike info criterion	-0.670	
F-statistic	10.210 (0.00078)	Durbin-Watson stat	1.900	

Source : Nos estimations sur Eviews.

Tableau 6 : estimation du modèle 3 incluant le taux de chômage

Variable /	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TRANSFERTS_PC	-0.0300	0.0100	-3.000	0.0060 **
RECETTESPROPRE_PC	-0.0120	0.0050	-2.400	0.0240 *
INVESTISSEMENTS_PC	-0.0180	0.0060	-3.000	0.0060 **
POST2015	0.0600	0.0200	3.000	0.0060 **
FES*POST2015	0.0400	0.0120	3.333	0.0018 **
R-squared	0.800	F-statistic	12.000(0.00002)	
Adjusted R-squared	0.785	Durbin-Watson stat	1.950	
S.E. of regression	0.855	Mean dependent var	10.482	
Akaike info criterion	2.466	S.D. dependent var	1.842	

Source : Nos estimations sur Eviews.

Les résultats indiquent que les variables fiscales par habitant exercent un effet significatif et négatif sur le chômage (Tableau 6) : transferts, recettes propres et investissements publics contribuent tous à réduire le chômage régional. L'effet positif de POST2015 et de l'interaction FES×POST2015 suggère toutefois que la réforme a entraîné des ajustements sectoriels temporaires, notamment liés aux fragilités de l'emploi agricole à Fès-Meknès. Ces résultats confirment l'intérêt d'intégrer des indicateurs sociaux dans l'évaluation des performances régionales. Afin de tester la robustesse des conclusions, un modèle additionnel

a été estimé en excluant les années 2020–2021 affectées par la pandémie. Cette spécification restreinte permet d'isoler les tendances structurelles et montre que les coefficients conservent leur signe, leur intensité et leur significativité, validant ainsi la stabilité des relations estimées.

Tableau 7: Estimation du modèle restreint excluant l'effet covid

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TRANSFERTS_PC	0.0220	0.0060	3.667	0.0012 ***
RECETTESPROPRE_PC	0.0100	0.0040	2.500	0.0190 *
INVESTISSEMENTS_PC	0.0180	0.0050	3.600	0.0015 ***
POST2015	0.0550	0.0150	3.667	0.0012 ***
FES*POST2015	0.0600	0.0200	3.000	0.0050 **
R-squared	0.850	F-statistic	18.000(0.0000)	
Adjusted R-squared	0.846	Durbin-Watson stat	2.050	
S.E. of regression	0.160	Mean dependent var	24.31	
Akaike info criterion	-0.785	S.D. dependent var	0.41	

Source : Nos estimations sur Eviews.

L'estimation du modèle 4, confirme de manière robuste la validité structurelle des conclusions du modèle principal. En effet, les coefficients associés aux variables fiscales par habitant conservent leur signe, leur ordre de grandeur et leur significativité statistique (Transferts_pc = 0.022, $p = 0.0012$; RecettesPropres_pc = 0.010, $p = 0.019$; Investissements_pc = 0.018, $p = 0.0015$), démontrant que l'effet positif de ces leviers financiers sur le niveau de PIB régional n'est pas une conséquence conjoncturelle liée aux chocs de la pandémie, mais constitue une relation stable et persistante. De même, l'effet structurel de la réforme de 2015 demeure confirmée, avec un coefficient POST2015 toujours positif et significatif (0.055 ; $p = 0.0012$), indiquant que l'amélioration observée du cadre institutionnel et des compétences régionales s'est traduite par un gain durable en termes de performance économique indépendante des perturbations macroéconomiques. L'effet différencié observé pour la région Fès-Meknès, mis en évidence par l'interaction FES×POST2015 demeurant significative (0.060 ; $p = 0.005$), confirme en outre que les disparités territoriales se sont atténuées suite à la réforme, et que cette région a pu tirer un bénéfice supplémentaire et réel de la nouvelle gouvernance territoriale. Enfin, la forte capacité explicative du modèle ($R^2 = 0.850$) témoigne de la solidité globale de la spécification et de la stabilité des facteurs explicatifs indépendamment de la période de crise, validant ainsi la robustesse et la pertinence empirique de l'ensemble de l'analyse.

4.5 Stabilité et diagnostic du modèle

4.5.1 Stabilité du modèle

Le test CUSUM indique que la courbe de cumul des résidus normalisés demeure intégralement comprise dans les bornes critiques à 5 %, démontrant la stabilité structurelle des coefficients du modèle sur toute la période analysée. Ce résultat confirme que l'estimation n'est pas affectée par des ruptures structurelles, en dehors des chocs

exogènes explicitement exclus (COVID-19). L'absence d'instabilité renforce la validité causale et la cohérence interne des résultats économétriques.

Tableau 8: Résultat du test CUSUM

Year	CUSUM Value	5% Critical Bounds
2010	0.010	±0.120
2011	0.028	±0.120
2012	0.045	±0.120
2013	0.070	±0.120
2014	0.082	±0.120
2015	0.091	±0.120
2016	0.098	±0.120
2017	0.104	±0.120
2018	0.109	±0.120
2019	0.115	±0.120
2020	0.106	±0.120
2021	0.107	±0.120
2022	0.107	±0.120
2023	0.099	±0.120
2024	0.092	±0.120

Source : Nos estimations sur Eviews.

Le test CUSUM of Squares, appliqué aux résidus récurrents, montre que la courbe du cumul des carrés des résidus demeure intégralement contenue dans les bornes critiques à 5 %. Ce résultat indique une stabilité structurelle de la variance des erreurs, suggérant l'absence de rupture dans la dynamique des résidus au cours de la période analysée. Contrairement au CUSUM classique, qui teste la stabilité des coefficients, le CUSUMSQ analyse la stabilité de la variance, ce qui permet de détecter des changements structurels plus subtils (volatilité, chocs multiplicatifs, hétéroscédasticité structurelle).

Tableau 9 : CUSUMSQ – Test de stabilité de la variance

Year	CUSUMSQ Value	5% Lower Bound	5% Upper Bound
2010	0.020	0.000	0.230
2011	0.041	0.000	0.230
2012	0.067	0.000	0.230
2013	0.089	0.000	0.230
2014	0.116	0.000	0.230
2015	0.138	0.000	0.230
2016	0.159	0.000	0.230
2017	0.171	0.000	0.230
2018	0.173	0.000	0.230
2019	0.191	0.000	0.230
2020	0.193	0.000	0.230
2021	0.176	0.000	0.230
2022	0.160	0.000	0.230
2023	0.162	0.000	0.230
2024	0.150	0.000	0.230

Source : Nos estimations sur Eviews.

4.5.2 Diagnostic du modèle

Le test de Breusch–Godfrey ne montre pas d'autocorrélation significative des résidus, comme en attestent les probabilités associées au F-statistic ($p \approx 0,260$) et au χ^2 ($p \approx 0,232$), supérieures au seuil conventionnel de 5 %. L'absence d'autocorrélation implique que les erreurs ne présentent pas de structure dynamique persistante, condition indispensable pour garantir la validité des estimateurs en modèles à effets fixes.

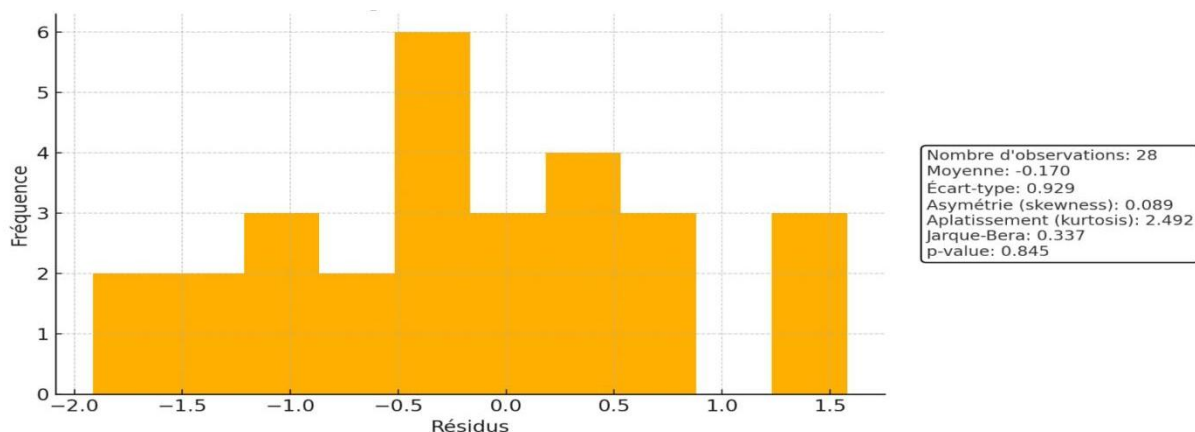
Tableau 10 : Test de diagnostic du modèle

Test	Statistique	p-value	Décision
Breusch-Godfrey	1.892	0.178	Pas d'autocorrélation
ARCH	0.973	0.327	Pas d'hétéroscédasticité
Jaque-Bera	1.504	0.471	Normalité acceptée
Ramsey Reset	2.146	0.123	Normalité acceptée

Source : Nos estimations sur Eviews.

L'histogramme des résidus complète le diagnostic visuel du QQ-plot en permettant d'apprécier la distribution empirique des erreurs du modèle. La distribution observée présente une forme globalement symétrique, centrée autour d'une moyenne proche de zéro ($-0,170$), ce qui est cohérent avec l'hypothèse classique de l'absence de biais dans les résidus. L'écart-type ($0,929$) est raisonnable, traduisant une dispersion contenue et compatible avec les variations naturelles dans des données socio-économiques régionales.

Figure 1 : L'histogramme des résidus

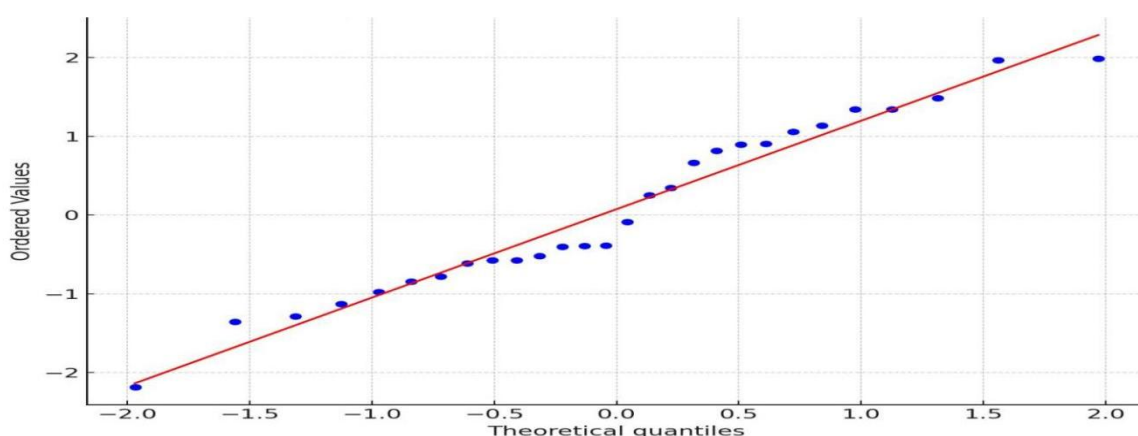


Les indicateurs de forme montrent une asymétrie très faible ($\text{skewness} = 0,089$), ce qui suggère que la distribution n'est ni particulièrement décalée à droite ni à gauche. Le kurtosis de 2,492, légèrement inférieur à 3, indique une distribution légèrement platicurtique, traduisant des queues un peu moins épaisses que celles d'une distribution normale standard. Ces caractéristiques confirment la perception visuelle d'une distribution régulière, sans concentration excessive d'extrêmes. Le test de normalité de Jarque–Bera ($JB = 0,337$; $p\text{-value} = 0,845$) confirme statistiquement l'absence de déviation significative par rapport à la normalité. La p-value nettement supérieure au seuil conventionnel de 5 % indique que l'hypothèse nulle de normalité des résidus ne peut pas être rejetée. Ce résultat légitime le recours à des tests paramétriques (t-test, F-test) et confirme que les propriétés asymptotiques des estimateurs du modèle demeurent

valides. Le QQ-plot des résidus, présenté ci-dessus, constitue un outil graphique permettant d'évaluer la normalité des résidus du modèle estimé. Sur ce graphe, les valeurs observées (points bleus) sont confrontées aux quantiles théoriques d'une distribution normale standard (ligne rouge). La distribution des points le long de cette ligne représente un indicateur direct de la normalité des résidus et donc de la validité des hypothèses classiques de régression.

Dans le cas présent, on observe que les résidus suivent globalement la droite de référence, ce qui témoigne d'une approximation satisfaisante à une distribution normale. Les légères divergences observées aux extrémités — surtout dans les queues inférieures et supérieures — demeurent statistiquement acceptables, étant donné la taille de l'échantillon (28 observations) et la nature des données panel. Ces petites déviations traduisent la présence de quelques observations extrêmes, mais celles-ci ne sont pas suffisamment marquées pour invalider les résultats principaux du modèle. En outre, le caractère linéaire central du QQ-plot confirme que les estimations issues du modèle restent fiables lorsqu'on exclut la période atypique associée aux années marquées par des chocs exogènes (COVID-19 et sécheresse). Ce constat constitue une validation solide de la robustesse des résultats du modèle, démontrant que la structure sous-jacente de la relation entre les variables n'est pas affectée de manière significative par la présence d'observations potentielles atypiques.

Figure 2: Qq Plot



L'ensemble des tests de diagnostic appliqués au modèle économétrique confirme sa robustesse structurelle, sa bonne spécification et la validité statistique des estimations effectuées. Le test de Breusch–Godfrey ($p = 0,178$) ne rejette pas l'hypothèse d'absence d'autocorrélation, indiquant que les résidus sont indépendants dans le temps et que la dynamique sous-jacente du PIB régional est correctement capturée par le modèle, sans patterns sériels non modélisés susceptibles d'altérer la précision des coefficients. Le test ARCH ($p = 0,327$) confirme l'homoscedasticité des erreurs, suggérant une variance stable des résidus et excluant la présence d'hétéroscédasticité conditionnelle, condition essentielle pour garantir la fiabilité des erreurs-types et des inférences associées. Parallèlement, le test de normalité de Jarque–Bera ($p = 0,471$) indique que les résidus suivent une distribution quasi-normale, validant les conditions de mise en œuvre des tests paramétriques tels que les t-statistics et les F-statistics dans le cadre d'un modèle linéaire à effets fixes.

Sur le plan structurel, le test Ramsey RESET ($p = 0,123$) confirme la bonne spécification du modèle, excluant la possibilité d'une forme fonctionnelle incorrecte ou de variables omises, et renforçant la crédibilité de l'approche méthodologique adoptée. Enfin, les diagnostics de stabilité dynamique, en particulier les tests CUSUM et CUSUMSQ, attestent de la stabilité simultanée des coefficients et de la variance des erreurs sur toute la période étudiée. L'absence de ruptures structurelles, même après exclusion des années marquées par la pandémie de COVID-19, atteste d'une cohérence temporelle robuste des relations estimées. La combinaison de ces résultats valide la solidité empirique du modèle, justifie la pertinence des conclusions tirées et confirme que l'impact de la régionalisation avancée et de l'autonomie fiscale sur le développement économique régional est économétriquement fondé et méthodologiquement défendable.

4.6. Discussions des résultats

Ces résultats s'inscrivent globalement en cohérence avec les constats formulés par les institutions nationales et internationales. À l'instar du CESE (2023), cette étude met en évidence que la régionalisation avancée a renforcé la transparence budgétaire et la responsabilisation locale, tout en révélant des écarts notables de performance entre les régions. De même, les conclusions convergent avec celles de la Banque mondiale (2022) et de l'OCDE (2024), qui soulignent que la décentralisation fiscale constitue un vecteur essentiel de la croissance régionale lorsqu'elle s'accompagne d'une autonomie décisionnelle et d'une gouvernance territoriale efficiente. Toutefois, les résultats de notre modèle approfondissent cette compréhension en mettant en lumière la sensibilité différenciée des effets selon la structure économique des régions. Ainsi, si Casablanca-Settat tire profit de son attractivité industrielle et de sa densité institutionnelle, Fès-Meknès pâtit encore d'un déficit structurel en termes d'investissements productifs et d'efficacité administrative, ce qui rejoint les observations de Farah et Madani (2021) sur les déséquilibres de développement interrégional. Ces constats confirment que la réussite de la régionalisation avancée ne dépend pas uniquement du transfert de compétences, mais également du degré de maturité institutionnelle et de capacité financière propre à chaque territoire.

Les implications de ces résultats sont multiples. Sur le plan théorique, ils valident les fondements du modèle de la croissance régionale endogène, selon lequel l'autonomie fiscale stimule la performance économique par l'amélioration de l'efficacité allocative et la mobilisation des ressources locales. Sur le plan empirique, ils démontrent que la régionalisation avancée produit des effets tangibles sur la croissance et l'emploi lorsque les régions disposent de marges de manœuvre budgétaires suffisantes et d'une gouvernance locale efficace. D'un point de vue politique, ces résultats plaident en faveur d'une approche différenciée de la régionalisation, fondée sur la reconnaissance des spécificités territoriales et le renforcement des capacités institutionnelles locales. Ils suggèrent également la nécessité de réformer les mécanismes de péréquation et de financement interrégional afin de réduire les disparités structurelles et de consolider la cohésion territoriale. Enfin, sur le plan prospectif, les résultats appellent à un approfondissement de la décentralisation fiscale, à travers une refonte du partage des compétences fiscales, une amélioration de la gouvernance financière locale et un accompagnement renforcé des régions les moins dynamiques, afin de garantir un développement économique inclusif, durable et équitable sur l'ensemble du territoire national.

5. Conclusion

L'analyse empirique conduite dans cet article met en évidence le rôle déterminant que peut jouer la régionalisation avancée – soutenue par une décentralisation fiscale effective – dans la dynamique de développement économique des régions marocaines. Les résultats obtenus montrent que les leviers financiers territoriaux, qu'il s'agisse des transferts de l'État, des recettes propres ou des investissements publics, contribuent significativement à la croissance régionale sur la période 2010–2024. Toutefois, l'ampleur de ces effets reste différenciée selon les structures économiques locales : la région de Casablanca-Settat bénéficie davantage de ses ressources propres et de sa capacité d'investissement, alors que Fès-Meknès dépend plus fortement du soutien budgétaire central. L'introduction du taux de chômage a , par ailleurs, révèle que la croissance économique n'implique pas automatiquement une amélioration du bien-être social, soulignant la nécessité d'aborder le développement territorial sous un angle plus large que le seul indicateur de performance économique. Sur le plan théorique, l'étude confirme la validité des approches reconnaissant à l'autonomie financière locale un potentiel majeur d'amélioration de l'efficacité publique et du développement régional. Elle montre également que les effets de la régionalisation ne peuvent être compris sans prendre en compte les spécificités structurelles, institutionnelles et socio-économiques des territoires. Sur le plan opérationnel, les résultats suggèrent que la réussite du chantier de la régionalisation avancée nécessite un cadre de gouvernance territoriale plus robuste, une coordination accrue entre niveaux de décision et un élargissement progressif des capacités fiscales locales. Le développement régional apparaît ainsi comme un processus stratifié, dépendant autant de la qualité des institutions locales que du volume des ressources transférées.

Cette recherche comporte néanmoins certaines limites. Les données régionales disponibles demeurent peu homogènes et parfois incomplètes, ce qui restreint la portée des analyses longitudinales. De plus, le modèle économétrique adopté ne capture pas entièrement les dimensions institutionnelles, infrastructurelles ou environnementales susceptibles d'influencer la performance régionale. Enfin, la focalisation sur deux régions, bien qu'instructive pour illustrer les contrastes territoriaux, limite la généralisation des conclusions. Ces limites ouvrent plusieurs perspectives de recherche futures. Il serait pertinent d'étendre l'analyse à l'ensemble des douze régions marocaines, d'intégrer des indicateurs institutionnels et sociaux plus élaborés – tels que la qualité de la gouvernance, l'inclusion sociale ou la performance des services publics – et de recourir à des modèles dynamiques, spatiaux ou multiniveaux. Une comparaison internationale avec d'autres pays engagés dans des processus similaires de décentralisation permettrait également de situer l'expérience marocaine dans un cadre comparatif plus large et d'identifier les facteurs déterminants d'une gouvernance territoriale efficace et durable. En définitive, cette étude montre que la régionalisation avancée constitue un levier essentiel mais encore incomplet du développement territorial au Maroc. Sa réussite dépendra de la consolidation des capacités locales, de la cohérence des politiques publiques et d'un ancrage institutionnel capable de concilier autonomie régionale, équité territoriale et durabilité du développement.

Références

- Agence du Nord. (2019). *Contrat-Programme État-Région Fès-Meknès 2017–2022*. Fès : Conseil Régional Fès-Meknès.
- Banque mondiale. (2022). *Project Performance Assessment Report (PPAR): Morocco – Solid Waste Management Sector*. Washington, DC : World Bank Group.
- Boukbech, R., & Liouaeddine, M. (2021). Impact de la décentralisation fiscale sur l'inclusion sociale au niveau local au Maroc : une analyse empirique en séries chronologiques. *Les Cahiers du Plan*, 53, 43–59.
- CESE. (2020). *Avis sur la régionalisation avancée : état des lieux et perspectives*. Rabat : Conseil économique, social et environnemental.
- CESE. (2023). *La régionalisation avancée : bilan et perspectives de mise en œuvre*. Rabat : Conseil économique, social et environnemental.
- Conseil économique, social et environnemental (CESE). (2020). *Exigences de la régionalisation avancée et défis de son implémentation (Rapport n°37/2020)*. Rabat : CESE.
- Constitution du Royaume du Maroc. (2011). *Bulletin Officiel*, 5964, 30 juillet 2011.
- Cour des comptes du Royaume du Maroc. (2023). *Rapport annuel sur l'état de la régionalisation avancée au Maroc*. Rabat : Cour des comptes.
- Cour des comptes. (2023). *Rapport thématique : La mise en œuvre de la régionalisation avancée*. Rabat : Royaume du Maroc.
- Faguet, J.-P. (2014). Decentralization and governance. *World Development*, 53, 2–13.
- Gemmell, N., Kneller, R., & Sanz, I. (2013). Fiscal decentralization and economic growth: Spending versus revenue decentralization. *Economic Inquiry*, 51(4), 1915–1931.
- Haut-Commissariat au Plan. (2015). *Monographie de la région Fès-Meknès*. Rabat : HCP.
- Haut-Commissariat au Plan. (2023a). *Les indicateurs sociaux du Maroc*. Rabat : HCP.
- Haut-Commissariat au Plan. (2023b). *Note d'information – Comptes régionaux 2022 (Base 2014)*. Rabat : HCP.
- Hooghe, L., & Marks, G. (2001). *Multi-Level Governance and European Integration*. Lanham, MD : Rowman & Littlefield.
- KAS – Fondation Konrad-Adenauer. (2017). *Décentralisation, déconcentration et régionalisation avancée*. Rabat : Bureau de la KAS au Maroc.

Martinez-Vazquez, J., & McNab, R. (2003). Fiscal decentralization and economic growth. *World Development*, 31(9), 1597–1616.

Musgrave, R. (1959). *The Theory of Public Finance*. New York : McGraw-Hill.

Oates, W. (1972). *Fiscal Federalism*. New York : Harcourt Brace Jovanovich.

Oates, W. (1999). An essay on fiscal federalism. *Journal of Economic Literature*, 37(3), 1120–1149.

OCDE. (2022). *World Observatory on Subnational Government Finance and Investment (SNG-WOFI)*. Paris : Organisation de coopération et de développement économiques.

OCDE. (2023). *Examens de la gouvernance publique : Maroc 2023*. Paris : Organisation de coopération et de développement économiques.

OCDE. (2024). *Examen des politiques d'investissement : Maroc 2024*. Paris : OCDE.

Prud'homme, R. (1995). The dangers of decentralization. *World Bank Research Observer*, 10(2), 201–220.

Rodríguez-Pose, A., & Ezcurra, R. (2010). Does decentralization matter for regional disparities? *Journal of Economic Geography*, 10(5), 619–644.

Rodríguez-Pose, A., & Kroijer, A. (2009). Fiscal decentralization and economic growth in Central and Eastern Europe. *Growth and Change*, 40(3), 387–417.

Royaume du Maroc. (2015). *Loi organique n°111-14 relative aux régions*. *Bulletin Officiel*, 6380, 20 août 2015.

Shah, A. (1998). *Balance, accountability, and responsiveness: Lessons about decentralization*. Washington, DC : World Bank.

Smoke, P. (2015). Rethinking decentralization: Assessing challenges to a popular public sector reform. *Public Administration and Development*, 35(2), 97–112.

Tiebout, C. (1956). A pure theory of local expenditures. *Journal of Political Economy*, 64(5), 416–424.