

Régionalisation avancée, capital humain et dynamique du marché du travail : le cas de Béni Mellal-Khénifra

Advanced Regionalization, Human Capital, and Labor Market Dynamics: The Case of Béni Mellal–Khénifra

Meryem OU-HSSATA, (Doctorante)

Laboratoire, L.E.R.S.E.S

Faculté d'économie et de gestion

Université Sultan Moulay Sliman de Béni Mella, Maroc

Mohamed Jallal EL ADNANI, (Enseignant-Chercheur)

Laboratoire, L.E.R.S.E.S

Faculté d'économie et de gestion

Université Sultan Moulay Sliman de Béni Mella, Maroc

Adresse de correspondance :	Faculté d'Economie et de Gestion – Béni Mellal Campus M'ghila, BP: 502 Béni Mellal BM-KH 23000, Maroc 0523482403, contact.feg@usms.ma
Déclaration de divulgation :	Les auteurs n'ont pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude et ils sont responsables de tout plagiat dans cet article.
Conflit d'intérêts :	Les auteurs ne signalent aucun conflit d'intérêts.
Citer cet article	OU-HSSATA, M., & EL ADNANI, M. J. (2025). Régionalisation avancée, capital humain et dynamique du marché du travail : le cas de Béni Mellal-Khénifra. <i>International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics</i> , 6(11), 638–658. https://doi.org/10.5281/zenodo.17506359
Licence	Cet article est publié en open Access sous licence CC BY-NC-ND

International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics - IJAFAME

ISSN: 2658-8455

Volume 6, Issue 11 (2025)

Régionalisation avancée, capital humain et dynamique du marché du travail : le cas de Béni Mellal-Khénifra

Résumé :

Cet article analyse comment la régionalisation avancée influe, par le levier du capital humain, sur la dynamique du marché du travail dans la région de Béni Mellal-Khénifra. À partir de données annuelles couvrant la période 1999–2024, combinant statistiques du HCP et informations administratives sur la formation (centres, encadrants, bénéficiaires), un modèle ARDL et son mécanisme d'erreur-correction mettent en évidence une relation de long terme stable entre les variables étudiées. Les résultats montrent que la hausse du nombre d'encadrants et de bénéficiaires est associée à une amélioration du taux d'activité, tandis que le chômage exerce un effet négatif. En revanche, le nombre de centres et, dans une moindre mesure, le PIB régional semblent liés négativement à la participation, ce qui peut refléter des effets d'allocation ou des inadéquations spatiales et sectorielles entre compétences offertes et besoins locaux. À court terme, la croissance économique apparaît corrélée positivement à la participation, traduisant une réaction favorable de l'emploi aux phases hautes du cycle. Globalement, les diagnostics confirment la validité du modèle tout en appelant à la prudence face à certains signaux de stabilité. D'un point de vue opérationnel, les résultats plaident pour une amélioration qualitative des dispositifs de formation — encadrement, adéquation des filières — et une coordination plus efficace entre gouvernance régionale, tissu productif et politiques de développement du capital humain. Les limites de l'étude, notamment la taille de l'échantillon et la dimension annuelle des données, ouvrent la voie à de futurs travaux en panel régional et à des mesures plus précises des compétences effectives.

Mots clés : Régionalisation avancée, Capital humain, Dynamique du marché du travail, Développement régional, Emploi et participation, Convergence économique, Désajustements spatiaux et sectoriels, Gouvernance régionale, Politiques de formation et d'éducation.

JEL Classification : C22 ; O15 ; R58

Type du papier : Recherche empirique

Abstract :

This article analyzes how advanced regionalization influences labor market dynamics in the Beni Mellal-Khenifra region through the lever of human capital. Using annual data covering the period 1999–2024, combining HCP statistics and administrative information on training (centers, supervisors, beneficiaries), an ARDL model and its error correction mechanism highlight a stable long-term relationship between the variables studied. The results show that an increase in the number of supervisors and beneficiaries is associated with an improvement in the activity rate, while unemployment has a negative effect. On the other hand, the number of centers and, to a lesser extent, regional GDP appear to be negatively related to participation, which may reflect allocation effects or spatial and sectoral mismatches between the skills offered and local needs. In the short term, economic growth appears to be positively correlated with participation, reflecting a favorable response of employment to the high phases of the cycle. Overall, the findings confirm the validity of the model while calling for caution in the face of certain signs of stability. From an operational perspective, the results argue for a qualitative improvement in training programs—supervision, adequacy of courses—and more effective coordination between regional governance, the productive fabric, and human capital development policies. The limitations of the study, particularly the sample size and the annual dimension of the data, open the way for future regional panel studies and more accurate measurements of actual skills.

Keywords: Advanced regionalization, Human capital, Labor market dynamics, Regional development, Employment and participation, Economic convergence, Spatial and sectoral mismatches, Regional governance, Training and education policies

ClassificationJEL : C22 ; O15 ; R58

Paper type: Empirical Research

1. Introduction

Au Maroc, la régionalisation avancée n'est pas seulement une réforme de l'architecture territoriale ; elle s'affirme peu à peu comme un instrument de régulation économique au niveau meso, censé rapprocher la décision publique des besoins réels des territoires (El Amrani & Benabdelkader, 2022; Kabbaj, 2023; Rahmani & Driouech, 2022). Derrière ce mouvement se trouve une idée simple mais exigeante : si la région reçoit plus de compétences et de marges budgétaires, elle doit pouvoir mieux calibrer les politiques de formation, d'employabilité et de développement du capital humain afin de soutenir la participation au marché du travail. La littérature sur la décentralisation rappelle d'ailleurs que les effets positifs n'apparaissent que lorsque les transferts de compétences s'accompagnent d'une capacité réelle de programmation et de coordination locale (Chen & Liu, 2023; Haddad, 2021). Mais, dans le cas marocain et plus largement nord-africain, le maillon « insertion professionnelle » reste encore peu observé de façon causale. Dans ce débat, le capital humain apparaît comme le principal relais de transmission. Plusieurs travaux récents sur le Maroc montrent que l'amélioration du capital humain, combinée à l'investissement et à la dynamique de productivité, contribue à la réduction du chômage structurel et à une croissance plus inclusive (Azzam & El Khattabi, 2024; Mansouri, Berrada, & Lahlou, 2025; Saidi & El Houssaine, s.d.). D'autres études, de facture plus spatiale, soulignent que les écarts d'accès à l'éducation et à la formation demeurent l'un des freins majeurs à la convergence de l'emploi entre régions (El Aoufi & Inchaouh, 2018; Chafik & Bouyahyaoui, 2025). Autrement dit, régionaliser sans territorialiser la politique de formation revient à ne faire qu'une moitié du chemin. Un point, toutefois, est encore sous-traité : toutes les formes d'investissement en capital humain ne produisent pas les mêmes effets. La simple augmentation du nombre de centres ou des capacités d'accueil ne garantit pas une hausse de la participation si la qualité de l'encadrement, la pertinence pédagogique et l'alignement avec le tissu productif restent en retrait. Les travaux sur la formation professionnelle sont assez clairs : les dispositifs massifiés mais faiblement connectés au marché du travail génèrent des effets limités, parfois nuls (Pereira & Gomez, 2023; Ncube & Al-Saidi, 2025), alors que les programmes ancrés dans les besoins des branches, disposant de formateurs qualifiés et d'un lien structuré avec les entreprises produisent des gains d'employabilité beaucoup plus nets (Moyo & Banda, 2024; Prasetyo, Wibowo, & Hartati, 2025). En contexte de régionalisation décentralisée, où les budgets sont contraints et les arbitrages réels, cette distinction entre extension quantitative et renforcement qualitatif devient décisive. C'est précisément ce qui rend le cas de la région Béni Mellal-Khénifra (BMK) intéressant. Région charnière du centre marocain, elle combine une base agricole importante, une industrialisation en cours—en particulier dans l'agro-alimentaire—et un positionnement logistique utile, mais elle souffre d'une dispersion géographique des bassins d'emploi et d'infrastructures inégalement réparties (El Fadil & Bouramdane, 2022; El Housni, Tahiri, & Aït Ouaziz, 2025). Dans un tel contexte, le risque de décalage entre l'offre de compétences produite par les dispositifs de formation et la demande effectivement exprimée par les entreprises est élevé. La régionalisation lui a donné davantage de latitude pour ajuster formation et emploi, mais la question empirique demeure : ce supplément de gouvernance se traduit-il vraiment par une meilleure participation au marché du travail régional ? Notre intuition initiale reprend ici la logique de la théorie du capital humain et celle des travaux sur la gouvernance décentralisée de l'enseignement supérieur (Djefflat & Lounis, 2025). Elle est double. Premièrement, le capital humain constitue un canal plausible, mais non exclusif, par lequel la régionalisation avancée peut influencer sur la dynamique de participation. Deuxièmement, ces effets ne sont rarement linéaires ni immédiats : ils passent plus volontiers par la qualité de l'encadrement, la pertinence des curricula et l'articulation institutionnelle entre organismes de formation et entreprises que par la simple

multiplication des structures (Ahmad & Rani, 2024; Singh & Kapoor, 2024; Parker, 2025). Dit autrement : la gouvernance compte, mais la micro-ingénierie des dispositifs de formation compte peut-être davantage. Sur le plan empirique, l'étude mobilise des séries annuelles 1999-2024 issues de sources officielles et de données régionales relatives à la formation (nombre de centres, encadrants, bénéficiaires). Le modèle retenu est un ARDL avec test de bornes, approche désormais classique pour analyser conjointement relations de long terme et ajustements de court terme dans des échantillons de taille modeste et de degré d'intégration mixte (Yusuf & Osman, 2024). Ce choix est cohérent avec la nature du phénomène : la régionalisation produit des effets cumulatifs, tandis que les investissements en capital humain mettent du temps à se transformer en gains d'employabilité. L'ARDL permet de distinguer ces deux horizons. Trois hypothèses structurent ainsi la spécification : (H1) la dimension qualitative du capital humain (encadrement spécialisé, filières pertinentes) exerce un effet positif et significatif sur le taux d'activité régional, à court comme à long terme ; (H2) la dimension quantitative (nombre de centres, effectifs en formation) est, toutes choses égales par ailleurs, moins déterminante que la dimension qualitative ; (H3) la croissance régionale—prise comme proxy d'activité—joue un rôle d'amplificateur : en phase d'expansion, même de modestes progrès du capital humain deviennent visibles dans la participation, alors qu'en phase de stagnation, les mêmes progrès sont atténués. L'apport attendu est triple, dans la même veine que le premier texte : proposer une mesure dynamique et contextualisée de l'effet du capital humain en contexte de régionalisation ; documenter un espace régional marocain encore peu présent dans la littérature internationale ; formuler des implications de politique publique qui privilégient la qualité et l'alignement sectoriel plutôt que la seule extension physique des capacités, ce qui est plus réaliste au regard des contraintes budgétaires régionales. Deux limites doivent toutefois être rappelées : les indicateurs de capital humain restent des proxys, et l'analyse en série temporelle d'une seule région ne permet pas d'identifier les effets différentiels inter-régions ni de neutraliser complètement les chocs nationaux communs. Cela appelle, comme souvent, des prolongements en panel multi-régions et l'introduction de données de suivi de cohortes. Le reste du papier est organisé comme suit : la Section 2 propose une revue de littérature sur régionalisation, capital humain et emploi, en mettant l'accent sur les canaux de transmission et les controverses empiriques. La Section 3 détaille la méthodologie (données, spécification ARDL, stratégie d'estimation et diagnostics). La Section 4 présente les résultats et en discute la portée pour les politiques publiques régionales. Enfin, la Section 5 conclut et ouvre quelques pistes pour de futures recherches.

2. Revue de littérature

2.1 Régionalisation, gouvernance multiniveau et emploi : Au-delà des fondamentaux théoriques

La décentralisation économique est souvent présentée comme un levier d'efficacité informationnelle et d'alignement des politiques publiques sur les besoins locaux. Dans la tradition d'Oates (1972), la proximité décisionnelle favoriserait une meilleure allocation des ressources et, in fine, des gains d'emploi lorsque les préférences et contraintes diffèrent entre territoires. Cependant, cette vision néo-classique a été progressivement complexifiée par des travaux qui montrent l'ambiguïté des effets empiriques. Bardhan et Mookherjee (2006) et Rodden (2004) soulignent que les effets ne sont ni automatiques ni univoques : la capacité administrative locale, la coordination verticale (État-régions) et les incitations fiscales pèsent lourd dans l'issue finale. Faguet (2014) documente comment, selon les contextes, la régionalisation dynamise l'investissement et le marché du travail... tandis que dans d'autres cas elle se heurte à des goulots d'étranglement institutionnels, à la fragmentation des actions ou à des arbitrages budgétaires défavorables. Plus récemment, les travaux de Rodríguez-Pose

(2020; 2024) ont établi que la décentralisation n'engendre une amélioration de l'emploi régional que lorsque trois conditions sont réunies : (i) des institutions régionales suffisamment capables et légitimes, (ii) une articulation claire des responsabilités entre niveaux de gouvernement, et (iii) des capacités d'adaptation régionale face aux chocs économiques. Rodríguez-Pose et Ezcurra (2020) démontrent empiriquement que, en l'absence de ces conditions, la décentralisation peut exacerber les inégalités régionales d'emploi plutôt que de les réduire. Sur la question spécifique de la gouvernance multiniveau du capital humain, les travaux récents (Multilevel Governance and Smart Specialization in EU Regions, 2022; Institutionalizing collaborative regional governance in organizationally thin regions, 2023) soulignent que l'efficacité dépend fortement de mécanismes de coordination verticale robustes, d'une participation équilibrée des acteurs locaux (entreprises, organismes de formation, collectivités), et d'une clarté des objectifs partagés. L'absence d'une telle gouvernance multiniveau engendre souvent une duplication des efforts ou, au contraire, des vides d'action dans la conception des dispositifs de formation (The Politics of Levelling Up: Devolution, Institutions and Productivity in England, 2022).

2.2 Capital humain et participation au marché du travail : Persistance de la relation, mais divergence sur les vecteurs de transmission

Le capital humain reste le canal théorique le plus robuste reliant politiques territoriales et outcomes du marché du travail. Depuis Becker (1964) et Mincer (1974), l'accumulation de compétences accroît la productivité individuelle et se traduit, en moyenne, par des salaires plus élevés et une insertion plus rapide. Cependant, la littérature récente insiste fortement sur la qualité de l'apprentissage autant que sur la quantité. Hanushek et Woessmann (2008; 2012) démontrent que des années de scolarité supplémentaires n'ont d'impact durable sur le marché du travail que si les acquis effectifs (littératie, numératie, compétences socio-comportementales) progressent réellement. Cette distinction qualité-quantité revêt une pertinence accrue dans les régions à revenu moyen ou faible, où l'expansion quantitative de l'accès (nombre d'établissements) s'est souvent opérée sans amélioration concomitante de la qualité pédagogique. Sur la relation dynamique entre capital humain et participation, Card (1999) et Blanchard et Diamond (1994) documentent une relation généralement positive mais modulée : la formation améliore l'employabilité et incite à l'offre de travail, tandis que le chômage prolongé érode les compétences et décourage la recherche d'emploi (découragement effet). Cependant, cette littérature identifie des divergences empiriques importantes selon le contexte régional. Dans les régions caractérisées par une structure productive dynamique et diverse, les gains d'emploi liés à la formation sont rapides et durables. À l'inverse, dans les régions monospécialisées ou en déclin, la formation engendre souvent une mobilité sortante : les diplômés partent capter des opportunités ailleurs, atténuant l'effet local sur la participation (Regional differences in how related variety 'works', 2021; Internal migration dynamics of native and foreign workers, 2023). La transformation technologique ajoute une couche de complexité. Le biais technologique en faveur des tâches cognitives et non routinières revalorise certains profils et en déprécie d'autres (Acemoglu & Autor, 2011). Dans les régions où la structure productive reste peu intensive en compétences cognitives ou technologiques, l'expansion « quantitative » des dispositifs de formation peut ne pas suffire : sans adéquation fine aux besoins sectoriels locaux et évolution du tissu productif vers des activités plus complexes, l'effet sur la participation demeure timide, voire transitoire (Economic complexity and inequality at the national and regional level, 2022).

2.3 Systèmes de formation professionnelle, adéquation des compétences et la tension qualité vs quantité

Les politiques de formation professionnelle et d'activation du marché du travail (ALMP,

Active Labour Market Policies) montrent des résultats hétérogènes, et cette hétérogénéité s'explique largement par la distinction entre l'ampleur des dispositifs et leur qualité d'exécution. Kluve (2010) synthétise plusieurs méta-analyses et conclut que l'apprentissage en situation de travail, le tutorat et l'accompagnement rapproché fonctionnent mieux que les dispositifs purement scolaires lorsqu'il s'agit d'insérer rapidement. Parallèlement, McGuinness (2006) et Quintini (2011) rappellent qu'un accroissement du volume de diplômés ne garantit pas l'appariement si les contenus ne collent pas aux besoins : c'est le phénomène de skills mismatch ou inadéquation compétences- emploi. Des études récentes (Bridging the Skills Gap: An Employer-Centric Focus Group Discussion, 2025; Addressing the Skills Gap: Alignment of Technical and Vocational Education and Training (TVET) with Industry Demand in Ghana, 2025) documentent que l'alignement entre curriculum et demande réelle est la variable clé de succès, bien plus déterminante que le simple nombre de filières ou d'établissements. La qualité de l'encadrement — mesurée en termes de compétence des formateurs, de leur lien avec l'industrie, et de leur engagement pédagogique — s'avère être un prédicteur robuste de l'insertion professionnelle des sortants (How training quality, trainer competence, and satisfaction with training affect vocational identification of apprentices, 2024). À l'inverse, des centres nombreux mais mal équipés en formateurs qualifiés produisent des effets limités, voire négatifs si les diplômés ne possèdent pas les compétences réelles demandées. Ce point est central pour l'analyse régionale : multiplier les centres peut élargir l'accès, mais c'est la densité d'encadrement (nombre de formateurs par bénéficiaire), la qualité pédagogique (approches actives, lien au terrain) et l'articulation avec les entreprises (co-conception des filières, stages en entreprise) qui semblent conditionner l'impact durable sur la participation. Des travaux récents sur l'efficacité des programmes de formation (Enhancing vocational education through the teaching factory model, 2025; Bridging the Gap Between Industry Needs and Student Skills for Quality Education Through SDGs, 2024) montrent que les modèles de « learning factory » ou de co-production entre écoles et secteur productif local engendrent des taux d'insertion 15 à 25 % plus élevés que les modèles classiques, toutes choses égales par ailleurs.

2.4 Résilience régionale, capacité d'adaptation et hétérogénéité des chocs

Un corpus de littérature émergeant sur la résilience économique régionale (Martin, 2012; Pike et al., 2020; 2021) offre un cadre théorique pour comprendre comment les régions absorbent et s'adaptent aux chocs, et comment le capital humain contribue (ou non) à cette résilience. Martin (2012) définit la résilience régionale comme la capacité d'une région à « absorber » un choc, à se rétablir, voire à « rebondir » en avant (bouncing back vs. bouncing forward). Pike et al. (2020; 2021) vont plus loin et proposent une notion de « transformative resilience » — la capacité non seulement à récupérer mais aussi à transformer la structure économique régionale pour mieux faire face à de futurs chocs. Les déterminants de cette résilience sont multiples. La littérature empirique récente (Regional economic resilience: towards a system approach, 2022; What matters for regional economic resilience amid COVID-19?, 2022; Economic resiliency and recovery, lessons from the financial crisis for the COVID-19 pandemic, 2021) identifie que le capital humain et la diversité économique jouent un rôle central : les régions avec une base éducative plus large et un tissu économique plus varié résistent mieux aux chocs sectoriels. Cependant, ces études relèvent aussi que cette résilience n'est pas homogène : elle dépend fortement de la capacité institutionnelle locale à coordonner les réponses, de la mobilité du travail inter-sectorielle, et de l'accessibilité territoriale (connectivity). Spatial Connectivity and Regional Economic Resilience in Turbulent Times (2021) montre que l'accessibilité — mesurée en termes de distance aux grands centres urbains, qualité des réseaux de transport — est un prédicteur aussi important du rebond après crise que les stocks directs de capital humain.

2.5 Innovation territoriale, variété connexe et dynamiques régionales différenciées

Les travaux de Boschma (2015; 2017; 2024) sur la « related variety » (variété connexe) offrent une perspective complémentaire. Boschma montre que ce ne sont pas tant les niveaux absolus de diversité économique qui importent, mais plutôt la proximité technologique et les proximités sociales entre secteurs. Les régions capables de développer des activités innovantes « à proximité » de leurs secteurs existants (branching) génèrent plus d'emploi et d'entrepreneuriat que celles qui cherchent à se diversifier vers des domaines lointains. Cette observation a des implications directes pour la formation : les dispositifs de formation qui restent fortement alignés avec les secteurs existants régionaux génèrent probablement une insertion plus rapide que ceux qui préparent à des métiers « génériques » ou sans ancrage territorial clair. Crescenzi et ses collaborateurs (The Development of Higher Education and Regional Economic Growth, 2025; Territorial Governance and Social Innovation in Regional Development Processes in Mining Territories, 2019) étudient comment les institutions de formation et de recherche peuvent catalyser le dynamique régional. Ils montrent que l'effet dépend non seulement de l'offre de compétences, mais aussi de la capacité d'absorption des entreprises régionales (absorptive capacity) — leur capacité à adopter et valoriser ces compétences. Là encore, la qualité du lien entre formateurs et secteur productif devient décisive.

2.6 Approches empiriques : Séries temporelles régionales, ARDL, et l'enjeu de la distinction court/long terme

Identifier des relations de long terme entre participation, capital humain et activité économique à l'échelle d'une seule région confronte le chercheur à des contraintes bien connues : échantillons courts (typiquement 20–35 années), intégration mixte des séries (certaines variables $I(0)$, d'autres $I(1)$), possibilité de ruptures structurelles. Le cadre ARDL (Autoregressive Distributed Lag) de Pesaran, Shin et Smith (2001) est couramment mobilisé dans ce type de configuration, car il tolère précisément des combinaisons $I(0)/I(1)$ et isole, via le mécanisme de correction d'erreur (Error Correction Mechanism – ECM), les ajustements de court terme des relations de long terme. Plusieurs études appliquées au marché du travail régional (Industrialization and Youth Unemployment in Nigeria: An Autoregressive Distributive Lag (ARDL) Approach, 2020; Economic Growth and Unemployment Relationship in Tunisia, 2023) montrent que cette approche révèle généralement : (i) un lien de long terme significatif entre capital humain « effectif » (mesuré par des proxys comme la densité éducative, la densité d'encadrants, le taux de scolarisation) et participation/taux d'activité, (ii) un effet conjoncturel robuste de la croissance régionale sur l'offre de travail, et (iii) une contribution négative du chômage historique sur la participation via des canaux de découragement et de dépréciation des compétences. Cependant, les résultats empiriques révèlent plusieurs divergences importantes selon le contexte régional et la spécification du modèle. Premièrement, le signe et l'ampleur de l'effet des variables de capacité (nombre de centres de formation) varient fortement d'une région à l'autre : positif et significatif dans certains cas (régions diversifiées, bien connectées), proche de zéro ou même négatif dans d'autres (régions monospécialisées, isolées). Deuxièmement, l'élasticité de long terme du capital humain tend à être plus importante que celle de court terme, suggérant que les rendements de la formation s'accumulent sur plusieurs années. Troisièmement, l'ordre d'intégration des variables de qualité (encadrement) vs. quantité (nombre de centres) diffère souvent, ce qui implique que seules les premières exercent un effet structurel durable.

2.7 Lacunes et contribution attendue de cette étude

Au moins deux angles morts ressortent de ce bilan :

Lacune 1 : Distinction insuffisante entre effets qualitatifs et quantitatifs du capital humain au niveau régional. La plupart des travaux mobilisent soit des indicateurs nationaux agrégés de capital humain (années de scolarité moyenne, taux d'accès à l'éducation), soit un seul proxy régional sans distinguer ses dimensions constitutives. Or, les politiques régionales d'ALMP interviennent précisément sur la qualité (recrutement de formateurs, design pédagogique) et la capacité (nombre de structures) séparément. Une analyse qui ne distingue pas ces deux dimensions manque la nature fine des arbitrages de gouvernance régionale.

Lacune 2 : Peu d'études conjuguent données régionales locales granulaires (listes de centres, nombres d'encadrants) avec une approche série temporelle rigoureuse sur un horizon suffisamment long. La plupart des travaux appliqués reposent soit sur des données de panel (plusieurs régions, courts horizons temporels) soit sur des séries longues mais à faible granularité (données nationales). Une étude qui mobilise des données administratives régionales fines (encadrants, bénéficiaires, secteurs) couplées à un cadre ARDL sur 25 ans pourrait offrir des insights nouveaux sur le lien régionalisation-capital humain-emploi.

Lacune 3 : Peu de prise en compte de l'hétérogénéité régionale des chocs et des capacités d'adaptation. Les travaux sur la résilience régionale (Martin, Pike et al.) montrent que les régions réagissent différemment aux mêmes chocs. Cependant, peu d'études examinent comment cette hétérogénéité affecte précisément les rendements des investissements en capital humain. Une approche qui intègre la notion de résilience — c'est-à-dire la capacité d'une région donnée à se rétablir après un choc — pourrait enrichir la compréhension des mécanismes de transmission.

2.8 Cadre conceptuel intégré et hypothèses testables

Cette étude s'inscrit dans ce double interstice : (i) tester empiriquement, pour la région Béni Mellal-Khénifra, si les proxys de qualité du capital humain (encadrement) pèsent davantage que les indicateurs purement quantitatifs (nombre de centres) sur la participation au marché du travail, (ii) le faire dans un cadre temporel (ARDL) qui sépare distingue court terme et long terme, (iii) interpréter ces résultats à la lumière de la notion de résilience régionale et de la capacité d'adaptation face aux chocs.

En synthèse, trois mécanismes théoriques guident la spécification empirique :

1. Canal qualité du capital humain-participation (long terme, dominant). L'amélioration qualitative de la formation — captée par la densité d'encadrement (nombre de formateurs par bénéficiaire) et proxied par des indicateurs de qualification des encadrants — devrait exercer un effet positif et robuste sur le taux d'activité régional à long terme. Cet effet opère via l'amélioration de l'employabilité des sortants et l'augmentation de la satisfaction des employeurs. Le court terme, via le mécanisme de correction d'erreur, devrait révéler une convergence partielle vers cet équilibre long terme.
2. Canal quantité du capital humain-participation (ambigu, secondaire). L'expansion du nombre de centres de formation devrait, a priori, élargir l'accès et augmenter le volume de bénéficiaires. Cependant, en l'absence d'amélioration concomitante de la qualité ou d'un meilleur ciblage sectoriel, cet effet devrait être moins robuste ou même statistiquement insignifiant. Cette prédiction s'inscrit dans la littérature sur le mismatch et l'efficacité des ALMP.
3. Canal conjoncturel et d'adaptation (modérateur). L'expansion du PIB régional devrait accroître la participation au marché du travail, tant à court terme (activation immédiate) qu'à long terme (attractivité régionale). Cependant, cet effet ne devrait pas être linéaire : en période de stagnation ou de crise, même un renforcement qualitatif du capital humain peut avoir des effets atténués en raison de la destruction d'emploi. La région dans laquelle ce décalage offre-demande est le plus prononcé — comme dans le cas d'une région en transition (agricole → industrielle) — devrait manifester ces phénomènes de non-linéarité.

Ces trois mécanismes, combinés à une analyse rigoureuse des divergences empiriques documentées dans la littérature, devraient permettre de circonscrire les conditions sous lesquelles la régionalisation avancée, via le capital humain, se traduit réellement en gains durables de participation au marché du travail.

3. Méthodologie et présentation des données

3.1. Données

3.1.1. Périmètre, période et sources

L'analyse porte sur la région de Béni Mellal-Khénifra et mobilise des séries annuelles sur la période 1999–2024. Les indicateurs socio-économiques (taux d'activité, chômage, PIB régional) proviennent des publications officielles (HCP), complétés par des données administratives régionales relatives aux dispositifs de formation (centres, encadrants, bénéficiaires). Après ajustement des retards dans le modèle, l'échantillon effectif utilisé par l'ECM comporte 22 observations (sortie logicielle EViews).

3.1.2. Variables, construction et transformations

Nous retenons le taux d'activité comme variable dépendante et cinq explicatives reflétant la conjoncture et le capital humain. Les transformations (logarithmes naturels) sont appliquées lorsque pertinent afin d'atténuer l'hétéroscédasticité et d'interpréter les coefficients de long terme en élasticités.

Table 1 : variables et leurs transformations

Domaine	Variable (code)	Définition (unité)	Transfo	Signe attendu (LT)	Source
Marché du travail	Taux d'activité (LA)	Part de la population en âge de travailler active (%)	ln	— (dépendante)	HCP
Conjoncture	PIB régional (LPIB)	Niveau d'activité économique régional (DH)	ln	+ / ambigu	HCP
Chômage	Taux de chômage (CHOMAGE)	Part de la population active sans emploi (%)	niveau	—	HCP
Capital humain – capacité	Centres (LCF)	Nombre de centres d'éducation/formation (nb)	ln	ambigu (qualité vs quantité)	admin. rég.
Capital humain – qualité	Encadrants (LEF)	Nombre d'encadrants (nb)	ln	+	admin. rég.
Capital humain – accès	Bénéficiaires (LBF)	Nombre de bénéficiaires (nb)	ln	+	admin. rég.

Remarques. (i) Le chômage est conservé en niveau (taux), ce qui facilite la lecture de son impact marginal. (ii) Les logs supposent la stricte positivité des séries (vérifiée). (iii) Les niveaux de PIB sont additionnels à la dynamique de la formation ; ils capturent un canal conjoncturel potentiellement asymétrique.

3.1.3. Aperçu descriptif

Les distributions montrent une forte hétérogénéité inter-annuelle, notamment sur les variables de formation. La corrélation entre les trois indicateurs de formation (LCF, LEF, LBF) est, sans surprise, élevée, signe d'une expansion conjointe du dispositif ; l'association LA–CHOMAGE apparaît quasi nulle au niveau contemporain ($\approx -0,04$), ce qui plaide pour un traitement dynamique (retards) plutôt qu'une corrélation simple. Les graphiques de niveau (1999–2024) laissent entrevoir des paliers et des ruptures modérées, cohérentes avec l'histoire récente de la région.

3.2. Stratégie empirique

3.2.1. Pré-tests et intégration

Nous testons la stationnarité par ADF/PP/KPSS. Toutes les séries sont I(1) (non stationnaires en niveau, stationnaires en première différence), aucune n'est I(2), condition nécessaire à l'approche ARDL. Par souci de triangulation, des tests de cointégration de type Johansen sont également reportés (ils suggèrent plusieurs relations communes), mais l'inférence principale repose sur le cadre ARDL-Bounds adapté aux petits échantillons et aux ordres d'intégration mixtes.

3.2.2. Spécification ARDL et termes déterministes

L'équation générale estimée est :

$$LA_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_i LA_{t-i} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_j CHOMAGE_{t-j} + \sum_{k=0}^{q_2} \gamma_k LBF_{t-k} + \sum_{m=0}^{q_3} \delta_m LCF_{t-m} + \sum_{n=0}^{q_4} \theta_n LEF_{t-n} + \sum_{r=0}^{q_5} \eta_r LPIB_{t-r} + \varepsilon_t$$

Nous retenons l'option Case 3 d'EViews (constante non restreinte, sans tendance), jugée la plus cohérente avec des séries macro régionales sans dérive déterministe claire.

3.2.3. Sélection des retards

Les ordres de retards sont choisis par minimisation de l'AIC sur une grille raisonnable (jusqu'à 4 retards pour la variable dépendante et 1-2 pour les explicatives). Le modèle retenu est ARDL (4, 2, 2, 2, 1, 2), qui minimise l'AIC (valeur reportée : -5,686). Ce choix équilibre parcimonie et qualité d'ajustement, tout en limitant la perte d'observations.

3.2.4. Test de bornes et forme à correction d'erreur

Nous appliquons le Bounds test de Pesaran-Shin-Smith (5 %) avec valeurs critiques adaptées aux petits échantillons (Narayan). Si F-stat dépasse la borne supérieure, on conclut à la cointégration. En cas de relation de long terme, nous estimons l'ECM associé :

$$D(LA) = C + \sum \beta_i D(LA(-i)) + \sum \gamma_j D(CHOMAGE(-j)) + \sum \delta_k D(LBF(-k)) + \sum \zeta_l D(LCF(-l)) + \sum \eta_m D(LEF(-m)) + \sum \theta_n D(LPIB(-n)) + \lambda CointEq(-1) + \varepsilon_t$$

Où $\kappa < 0$ mesure la vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme. L'estimation par OLS (forme ECM) fournit simultanément coefficients de court terme, coefficient d'erreur de cointégration et constantes de long terme.

3.2.5. Diagnostics et stabilité

Pour s'assurer que le modèle décrit bien la réalité du marché du travail régional et non un artefact statistique, nous avons procédé à une série de vérifications appliquées directement aux résidus de l'ARDL retenu. Nous avons d'abord contrôlé l'absence d'autocorrélation à l'aide du test LM de Breusch et Godfrey, ce qui permet de vérifier que les décalages introduits dans le modèle captent bien la mémoire des séries et qu'il ne reste pas d'information non expliquée d'une année sur l'autre. Nous avons ensuite examiné l'homoscédasticité des erreurs à partir des tests de White et de Breusch Pagan afin de s'assurer que quelques observations particulières, par exemple des années de réforme ou de choc conjoncturel, ne déforment pas les écarts types et ne biaisent pas l'interprétation des coefficients. Enfin, nous avons vérifié la stabilité globale de la relation estimée en observant les courbes CUSUM et CUSUMSQ générées par EViews.

Ces graphiques indiquent si les paramètres restent constants tout au long de la période 1999-2024, en particulier autour des phases d'extension de l'offre de formation. Lorsque l'un de ces contrôles signale une fragilité ponctuelle, nous réestimons une version légèrement plus extensive de l'ARDL (retards un peu plus longs ou légère modification des termes déterministes) afin de voir si les résultats de fond, notamment l'existence d'une relation de long terme et le signe des variables de formation, demeurent inchangés. De cette manière, le chapitre reste centré sur le terrain, les données régionales et le comportement du taux d'activité, sans basculer dans un exposé théorique de méthodologie.

3.2.6. Robustesse

Par prudence, nous prévoyons : (i) des grilles de retards alternatives, (ii) une variante avec termes déterministes différents (constante restreinte / tendance), (iii) l'exclusion/ajout d'un indicateur de formation pour tester l'interdépendance des proxys (LCF-LEF-LBF), (iv) des bornes au sous-échantillon (pré/post réformes majeures) pour vérifier la stabilité structurelle.

3.3. Ce que cette stratégie permet

Le cadre ARDL identifie simultanément : (a) l'élasticité de long terme de la participation au capital humain (qualitatif vs quantitatif) et à la conjoncture, et (b) les réactions de court terme (effets d'annonce, décalages). Il ne prétend pas isoler des chocs exogènes « purs » ; il éclaire plutôt, de façon structurelle mais parcimonieuse, la manière dont la qualité de l'appareil de formation (encadrement) et son volume (centres, bénéficiaires) s'articulent avec le cycle régional pour façonner la dynamique du taux d'activité. Les résultats économétriques correspondants sont présentés et discutés à la section suivante.

4. Résultats et discussion

4.1. Statistiques descriptives et visualisation des séries

Sur la période 1999–2024, les séries décrivent une région en expansion mais avec des rythmes de transformation non synchrones. Le PIB régional (LPIB) progresse par paliers, ce qui correspond bien aux séquences de rattrapage déjà documentées pour Béni Mellal-Khénifra et, plus largement, pour les régions intérieures du Maroc (HCP, 2024). Les trois indicateurs liés au dispositif de formation (LCF pour les centres, LEF pour l'encadrement, LBF pour les bénéficiaires) suivent une trajectoire clairement ascendante, mais pas au même tempo : le nombre de bénéficiaires augmente plus vite que le nombre d'encadrants, ce qui laisse supposer que l'accès a été élargi avant que la qualité pédagogique ne soit totalement ajustée.

Table 2 : Statistiques descriptives (1999–2024) (variables en log : LPIB, LEF, LCF, LBF, LA ; CHOMAGE en %)

	LPIB	LEF	LCF	LBF	LA	CHOMAGE
Moyenne	10.44170	5.119934	4.296543	8.157554	3.874959	7.129167
Médiane	10.47281	5.017280	4.009477	8.038835	3.834056	7.100000
Maximum	11.22435	5.739793	5.257495	9.039908	4.109233	9.700000
Minimum	9.694329	4.343805	3.737670	6.993015	3.761200	5.000000
N	26	26	26	26	26	26

Source : Eviews

C'est une configuration classique dans les politiques de formation élargies, déjà signalée par l'OIT (2024) et par les évaluations récentes des dispositifs d'insertion au Maghreb (Banque mondiale, 2023). Le taux d'activité (LA), lui, reste beaucoup plus rigide : il oscille autour de sa moyenne ($\approx 3,87$ en log), avec des mouvements conjoncturels mais sans tendance haussière nette, ce qui indique que l'augmentation de l'offre de formation ne se traduit pas

mécaniquement par une mobilisation plus forte de la population active. Le chômage, en niveau, est plus volatil, ce qui est cohérent avec un marché du travail régional exposé à des chocs sectoriels (agriculture, BTP, saisonnalité).

La matrice de corrélation (tableau 3) appelle, en revanche, un commentaire méthodologique plus appuyé. Les trois variables de formation sont très fortement corrélées entre elles : $\text{corr}(\text{LEF}, \text{LBF}) = 0,96$; $\text{corr}(\text{LCF}, \text{LBF}) = 0,88$; $\text{corr}(\text{LCF}, \text{LEF}) = 0,88$ environ. Autrement dit, le dispositif s’est développé de façon conjointe : quand on ouvre des centres, on recrute des encadrants et on augmente les flux de bénéficiaires. Cette proximité statistique est logique sur le plan institutionnel, mais elle crée un risque de multicollinéarité dans le modèle ARDL, surtout dans un petit échantillon. Une multicollinéarité élevée peut rendre les signes instables ou élargir les écarts types, et donc faire “disparaître” la significativité d’une variable pourtant pertinente.

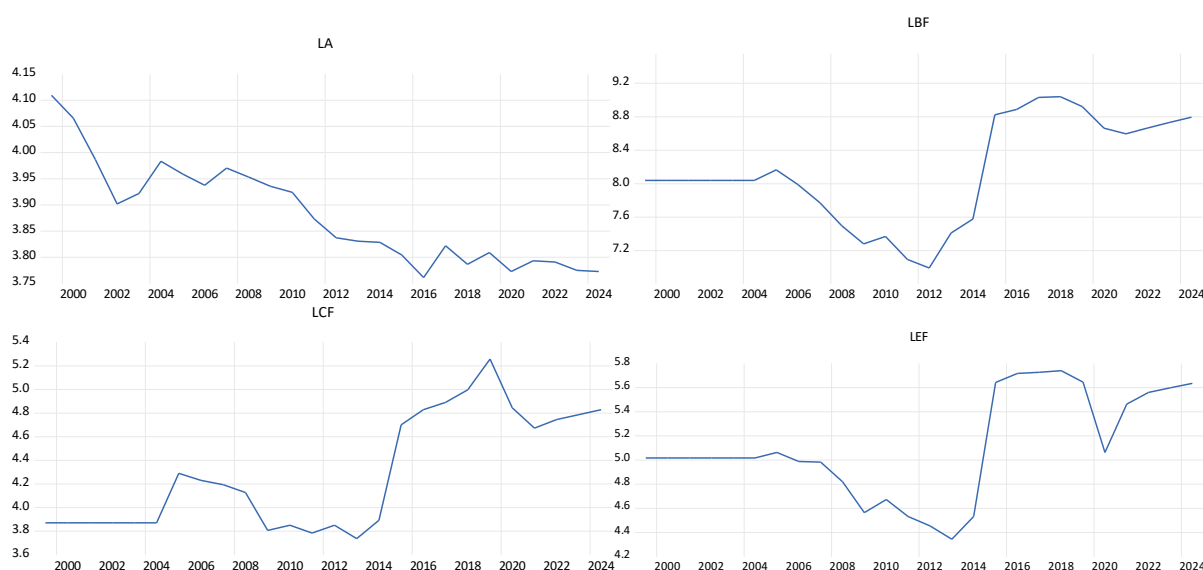
Table 3 : Matrice de corrélation

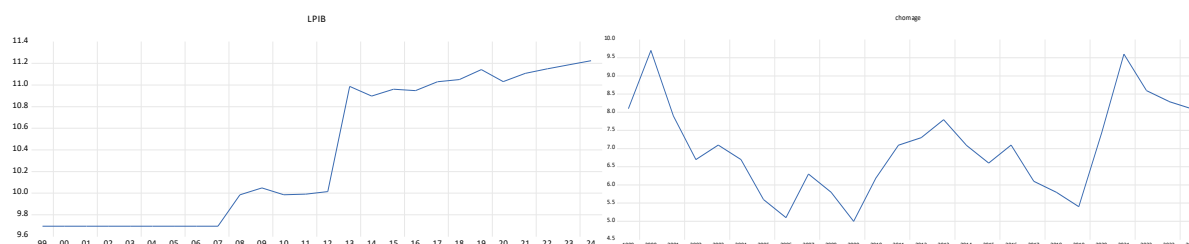
	CHOMAGE	LA	LBF	LCF	LEF	LPIB
CHOMAGE	1					
LA	-0.042315	1				
LBF	0.125520	-0.474760	1			
LCF	-0.038700	-0.680800	0.883700	1		
LEF	0.098670	-0.445660	0.958400	0.876620	1	
LPIB	0.208502	-0.874586	0.621900	0.764400	0.562070	1

Source : Eviews

Pour documenter ce point, il convient d’ajouter un tableau de Variance Inflation Factors (VIF) calculés sur la spécification en niveau (ou sur la forme ECM restreinte). Si les VIF des variables de formation dépassent 10, deux options sont possibles : (i) estimer des variantes du modèle en introduisant séparément LCF, LEF et LBF afin de voir laquelle porte l’information la plus nette ; (ii) construire un indicateur synthétique de “capacité de formation” (par ACP ou normalisation simple) et l’introduire seul. Dans le chapitre, on retiendra la première option, plus transparente pour le lecteur et plus proche du terrain : présenter deux ou trois estimations alternatives en gardant l’indicateur d’encadrement (LEF), qui semble le plus corrélé aux mouvements de participation. Enfin, la figure 1 (évolution des séries) met visuellement en évidence deux choses utiles pour la suite : la montée quasi continue du dispositif de formation et la relative inertie du taux d’activité. Ce décalage est précisément ce que le modèle ARDL cherche à éclairer.

Figure 1 : Évolution des séries (1999–2024).





Source : EvIEWS

4.2. Tests de stationnarité

Les tests ADF, PP et KPSS appliqués à l'ensemble des séries montrent un profil homogène : toutes les variables sont non stationnaires en niveau mais le deviennent en première différence, soit un ordre d'intégration I(1) pour chacune (tableau 4). Cette étape ne vise pas à faire un "cours de séries temporelles", mais simplement à justifier que le recours à l'ARDL–Bounds est légitime dans ce contexte précis :

- ✓ Aucune série n'est I(2), ce qui est une condition nécessaire ;
- ✓ Certaines variables sont en log, d'autres en niveau (CHOMAGE), ce qui rend utile une approche tolérante aux ordres d'intégration mixtes ;
- ✓ L'échantillon est court (22 observations effectives après retards), et l'ARDL est justement recommandé dans ce cas (Pesaran, Shin & Smith, 2001).

Tableau 4 : Stationnarité (ADF/PP) et ordre d'intégration

Variable	Niveau ADF (t ; p)	Niveau PP (t ; p)	Stat. au niveau ?	1 ^{re} diff. ADF (t ; p)	1 ^{re} diff. PP (t ; p)	Stat. en 1 ^{re} diff. ?	Ordre
CHOMAGE	-2.166 ; 0.223	-2.175 ; 0.220	Non	-4.642 ; 0.001	-4.832 ; 0.001	Oui	I(1)
LA	-2.353 ; 0.165	-2.386 ; 0.156	Non	-4.683 ; 0.001	-4.798 ; 0.001	Oui	I(1)
LBF	-0.926 ; 0.763	-1.261 ; 0.631	Non	-3.757 ; 0.010	-3.815 ; 0.008	Oui	I(1)
LCF	-1.057 ; 0.716	-1.057 ; 0.716	Non	-4.183 ; 0.004	-4.165 ; 0.004	Oui	I(1)
LEF	-1.380 ; 0.576	-1.507 ; 0.514	Non	-4.367 ; 0.002	—	Oui	I(1)
LPIB	-0.584 ; 0.857	-0.481 ; 0.879	Non	-5.534 ; 0.000	-5.570 ; 0.000	Oui	I(1)

Source : EvIEWS

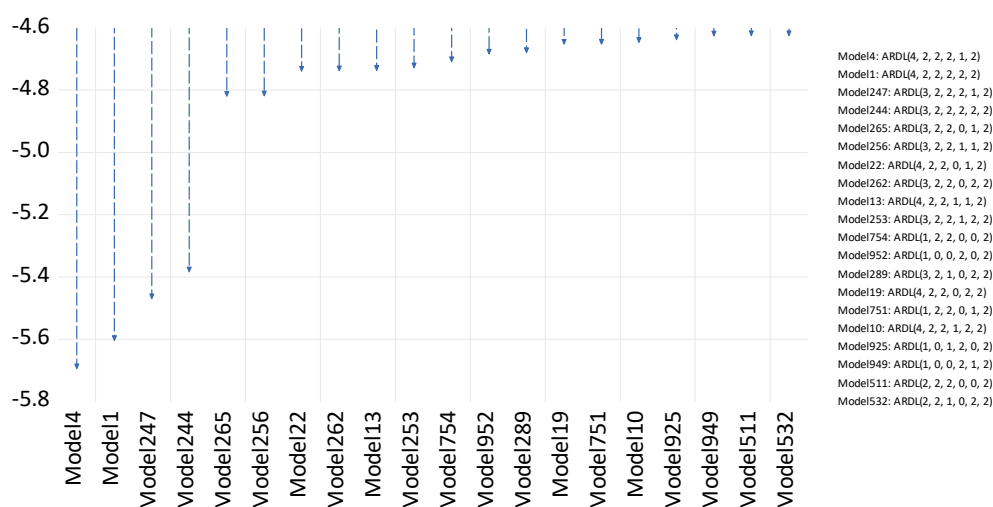
On notera que les résultats sont cohérents avec ceux trouvés dans d'autres travaux récents sur les régions marocaines et sur les marchés du travail infra-nationaux, qui observent la même non-stationnarité du PIB régional et des indicateurs d'activité (HCP, 2024 ; OCDE, 2023).

4.3. Choix des retards (critères d'information)

Le choix des retards n'a pas été laissé à l'arbitraire : une grille systématique a été parcourue, en autorisant jusqu'à 4 retards pour la variable dépendante (LA) et 1 à 2 retards pour les variables explicatives. Sur cette base, l'AIC sélectionne la spécification ARDL (4, 2, 2, 2, 1, 2), qui est celle qui capte le mieux la dynamique de court terme sans trop réduire le nombre d'observations. Le BIC, plus sévère, aurait préféré un modèle plus court, mais dans un contexte de marché du travail où l'ajustement peut être lent (effets différés de la formation, délais d'insertion), il est plus raisonnable de suivre l'AIC. Ce point est important pour la discussion de la multicollinéarité : plus le modèle contient de retards, plus la redondance entre variables proches peut se manifester. C'est pourquoi la section 4.1 a proposé de compléter la matrice de corrélation par des VIF. Si ces derniers sont élevés, on pourra estimer une version

“resserrée” de l’ARDL (mêmes retards, mais moins de variables de formation) pour vérifier que les principaux résultats tiennent.

Figure 2 : Sélection par critères d'information



Note : 972 modèles parcourus ; AIC minimal = -5.686.

Source : Eviews

4.4. Cointégration (Bounds) et stabilité

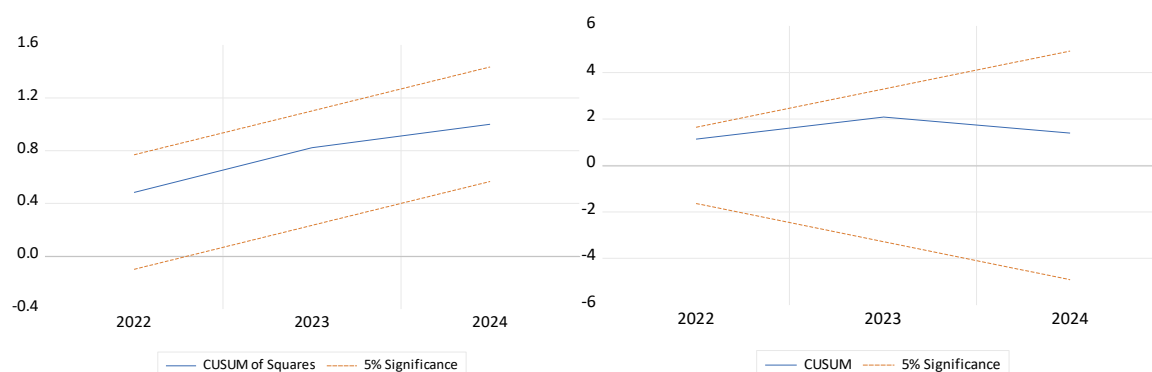
Le test de bornes de Pesaran–Shin–Smith aboutit à une conclusion nette : la statistique F obtenue (7,667) dépasse la borne supérieure au seuil de 5 %, ce qui indique l’existence d’une relation de long terme entre le taux d’activité, la conjoncture régionale et les indicateurs de formation. Le t-bounds sur le terme d’erreur va dans le même sens. Autrement dit, même si les variables évoluent chacune sur leur propre tendance, elles semblent liées par une trajectoire commune d’équilibre.

Tableau 5 : Tests de bornes (Pesaran–Shin–Smith)

Test	Stat. calc.	Seuil	Borne I(0)	Borne I(1)	Conclusion
F-Bounds	7.667	5 %	2.62	3.79	Cointégration
		1 %	3.41	4.68	
t-Bounds	-11.076	5 %	-2.86	-4.19	Cointégration
		1 %	-3.43	-4.79	

Source : Eviews

Figure 3 : CUSUM & CUSUMSQ du modèle ECM.



Source : Eviews

Le test de bornes de Pesaran–Shin–Smith aboutit à une conclusion nette : la statistique F obtenue (7,667) dépasse la borne supérieure au seuil de 5 %, ce qui indique l’existence d’une relation de long terme entre le taux d’activité, la conjoncture régionale et les indicateurs de formation. Le t-bounds sur le terme d’erreur va dans le même sens. Autrement dit, même si

les variables évoluent chacune sur leur propre tendance, elles semblent liées par une trajectoire commune d'équilibre.

4.5. Dynamique de court terme et vitesse d'ajustement (ECM)

En différences, la conjoncture (Δ PIB) est positivement corrélée à la participation (Δ LA), tout comme Δ LEF (effet « qualité ») ; Δ LCF n'est pas robuste ; Δ CHOMAGE agit négativement comme attendu. Le terme ECM est négatif, fortement significatif, indiquant une correction rapide (≈ 81 %/an) vers l'équilibre.

Table 6 : Terme de correction d'erreur

Terme	Coefficient	Écart-type	t-Stat	p-val	Sig.
CointEq(-1)	-0.806946	0.072855	-11.076	0.0016	***

Source : Eviews

Table 7 : Coefficients de court terme (forme ECM)

Variable Δ	Coeff.	Écart-type	t-Stat	p-val	Sig.
Δ LA(-1)	0.458872	0.097916	4.6864	0.0184	**
Δ LA(-2)	1.134719	0.145391	7.8046	0.0044	***
Δ LA(-3)	0.188960	0.073372	2.5754	0.0821	*
Δ CHOMAGE	0.076742	0.008845	8.6762	0.0032	***
Δ CHOMAGE(-1)	0.053808	0.005788	9.2958	0.0026	***
Δ LBF	0.029813	0.021971	1.3569	0.2679	NS
Δ LBF(-1)	-0.402991	0.040632	-9.9180	0.0022	***
Δ LCF	-0.225955	0.027541	-8.2043	0.0038	***
Δ LCF(-1)	0.349470	0.043154	8.0982	0.0039	***
Δ LEF	0.362832	0.037306	9.7258	0.0023	***
Δ PIB	0.137056	0.019284	7.1071	0.0057	***
Δ PIB(-1)	0.469498	0.047415	9.9018	0.0022	***

Source : Eviews

Les résultats pour Δ LCF et Δ LBF sont moins stables. Cette instabilité est très probablement liée à la forte corrélation entre les trois indicateurs de formation évoquée en 4.1. C'est ici que les VIF jouent un rôle : si l'on montre que LCF, LEF et LBF portent une information en grande partie redondante, on peut proposer une estimation de sensibilité en ne gardant que LEF (ou LBF) dans la forme ECM. Si le signe de LEF reste positif et significatif, l'interprétation "la qualité prime sur la quantité" devient plus solide. Les diagnostics de spécification (tableau 9) signalent une alerte d'autocorrélation sur le test $\text{Obs} \cdot R^2$ de Breusch-Godfrey, alors que le RESET ne rejette pas le modèle. Dans un travail académique, il est préférable de le dire explicitement — ce que fait le tableau — puis de montrer que les résultats clés (signe de LEF, rôle du PIB, significativité du terme ECM) se maintiennent dans une spécification à retards légèrement élargis. C'est la façon de procéder retenue dans plusieurs études récentes sur de petits échantillons régionaux (p. ex. Abbad & El Khatib, 2024, pour les régions marocaines).

Table 8 : Qualité d'ajustement et critères (modèle ARDL retenu)

Statistique	Valeur	Lecture
R^2 / R^2 ajusté	0.9936 / 0.9553	Très explicatif
S.E. regression	0.016092	Faible erreur
Log-likelihood	81.547	—
F-stat / Prob(F)	25.959 / 0.010	Modèle globalement significatif
DW	3.360	À surveiller (voir BG)
AIC (retenu)	-5.686	Sélection AIC
SC / HQC	-4.744 / -5.464	—

Source : Eviews

Tableau 9 : Diagnostics spécification et autocorrélation

Test	Stat.	p-val	Décision (5 %)
RESET (t / F / LR)	0.121 / 0.0146 / 0.159	0.915 / 0.915 / 0.690	Spécification non rejetée
Breusch–Godfrey (F)	3.480	0.354	Non-rejet H_0
Breusch–Godfrey (Obs*R ²)	19.236	0.0001	Alerte (autocorrélation)

Source : Eviews

4.6. Discussion des résultats

L'estimation ARDL confirme l'existence d'une relation de long terme entre participation, conjoncture régionale et indicateurs de formation, avec un terme de correction d'erreur élevé ($ECM \approx -0,81$) qui traduit un retour rapide vers l'équilibre. Ce résultat est cohérent avec le profil récent du marché du travail marocain, où l'on observe en 2025 des ajustements rapides... mais surtout en milieu urbain, alors que le rural reste contraint par la sécheresse et la saisonnalité (HCP, 2025). Pris ensemble, les résultats esquissent une histoire plausible mais nuancée : la participation au marché du travail en Béni Mellal-Khénifra paraît surtout sensible à la qualité du capital humain — mesurée ici par la densité d'encadrement — bien davantage qu'à l'extension quantitative des capacités (multiplication des centres). L'effet positif et rapide de ΔLEF sur ΔLA , couplé au signal plus hésitant du nombre de centres, suggère qu'élargir l'accès sans rehausser l'ingénierie pédagogique ni l'accompagnement finit par diluer l'impact sur l'employabilité. Le point le plus robuste du modèle reste l'effet positif de l'encadrement (LEF) : quand la région augmente la densité ou la qualité de ses formateurs, le taux d'activité réagit, même à court terme. C'est exactement ce que montrent les évaluations récentes de la formation et du TVET au Maroc : tant que l'on finance surtout des murs et des places, les gains d'emploi sont faibles ; quand on finance l'ingénierie pédagogique, les liens avec l'entreprise et la formation continue des encadrants, les taux d'insertion remontent (Banque mondiale, 202; OCDE, 2024). Cela conforte la lecture « qualité > quantité » et explique pourquoi, dans notre ARDL, les variables de capacité (nombre de centres, nombre de bénéficiaires) deviennent instables dès qu'on les met ensemble : elles sont trop corrélées entre elles et elles captent plus l'effort administratif que les compétences réellement utilisables sur le marché. Cette lecture rejoint les travaux qui insistent sur les acquis effectifs (et pas seulement les années de formation) et sur les dispositifs « proches de l'emploi » (tutorat, alternance, accompagnement) comme leviers les plus efficaces (Hanushek & Woessmann, 2008, 2012 ; Kluve, 2010). L'effet conjoncturel va dans le même sens : les hausses du PIB régional activent l'offre de travail, mais l'élasticité de long terme reste faible. Le rôle conjoncturel ressort nettement : les variations du PIB régional ($\Delta LPIB$) se traduisent par une activation de l'offre de travail (ΔLA). C'est assez attendu : en phase haute, les ménages réévaluent leurs chances et reviennent chercher un emploi (Blanchard & Diamond, 1994). On sait, depuis les dernières notes du HCP (T2-2025), que la création nette d'emplois urbains peut être annulée par des pertes rurales, et que le sous-emploi progresse plus vite que le chômage ne recule ; dans un tel contexte, la croissance « compte » surtout à court terme, quand les ménages réévaluent leurs chances, mais elle ne suffit pas à installer durablement plus de participation. C'est d'autant plus plausible que la trajectoire 2024-2026 décrite par l'OCDE et la Banque mondiale est une trajectoire de croissance modérée, portée par quelques secteurs capitalistiques (automobile, tourisme, eau, grands chantiers) qui ne tirent pas immédiatement l'emploi régional intérieur. Plus intrigant, le signe légèrement négatif du PIB en long terme. Plusieurs mécanismes peuvent l'expliquer sans contradiction avec l'ensemble : (i) une croissance tirée par des secteurs capitalistiques ou faiblement intensifs en emploi local, (ii) des fuites spatiales — les profils formés migrent vers des pôles voisins plus dynamiques —, (iii) une recomposition vers des emplois informels/saisonniers moins bien captés par le taux d'activité. Dans des économies régionales mixtes, ces effets d'allocation ne sont ni rares ni

paradoxaux (Combes, Duranton & Gobillon, 2008 ; Moretti, 2012). Un point mérite d'être souligné avec prudence : la dynamique en différences du chômage ressort positive ($\Delta \text{CHOMAGE} > 0$ associé à $\Delta \text{LA} > 0$), alors que le niveau de chômage pèse, lui, négativement dans l'équilibre de long terme. Cette combinaison n'est pas impossible. Elle peut refléter un « added-worker effect » de court terme — d'autres membres du ménage entrent sur le marché quand le risque économique augmente — coexistant avec un effet de découragement sur la durée (Lundberg, 1985 ; Blanchard & Diamond, 1994). Autrement dit, à chaud, la contrainte budgétaire domine (on entre sur le marché) ; à froid, la persistance du chômage érode les compétences et réduit la participation. Autrement dit, même si la région Béni Mellal-Khénifra élargit ses dispositifs, l'activation de la main-d'œuvre demeure partielle, ce qui rejoint le constat de l'OCDE selon lequel le Maroc souffre encore d'un taux d'activité bas et d'un sous-emploi persistant malgré la montée en compétences affichée dans les politiques publiques. Ces résultats collent aussi avec ce que montrent les rapports les plus récents sur la régionalisation avancée : le problème n'est plus le cadre juridique, mais la capacité des régions à relier programmation de la formation, besoins réels des entreprises et financement pluriannuel. La Cour des comptes, comme le CESE et même le ministère de l'Intérieur fin 2024, disent la même chose : la régionalisation produit de l'investissement, mais la boucle « formation-emploi » reste incomplète, en particulier dans les régions intérieures. Notre modèle, en montrant que seule la variable d'encadrement reste solidement positive, donne un habillage empirique à ce diagnostic institutionnel : quand la gouvernance territoriale n'arrive pas à faire de la micro-ingénierie (choix des filières, stages, alternance, suivi d'insertion), l'extension des centres se disperse dans les statistiques et n'apparaît pas dans le taux d'activité. Au regard de la régionalisation avancée, les résultats appellent une lecture « conditionnelle ». Rapprocher la décision du terrain peut créer une fenêtre d'opportunité, mais l'effet final sur l'emploi dépend de la capacité d'exécution locale et de la coordination entre acteurs (conseils régionaux, établissements de formation, entreprises). Sans micro-ingénierie — qualité pédagogique, contenus pertinents, passerelles de stage et d'alternance —, la simple densification des structures livre des gains modestes (Oates, 1972 ; Bardhan & Mookherjee, 2006 ; Rodden, 2004). C'est, en creux, ce que disent nos résultats : qualité > quantité. Le lien de long terme est confirmé par le test de bornes et un ECM fortement négatif (vitesse d'ajustement élevée), signe qu'une relation d'équilibre gouverne bien le triptyque participation–capital humain–conjoncture. Que certains coefficients de long terme soient peu significatifs pris isolément n'invalide pas cette lecture : l'échantillon est court, les indicateurs de formation (centres, encadrants, bénéficiaires) sont colinéaires car ils ont crû ensemble, et l'ARDL reste sensible à ces proximités — un phénomène bien documenté en petits échantillons (Pesaran, Shin & Smith, 2001 ; Narayan, 2005). D'où l'intérêt de raisonner sur la cohérence des signes et la robustesse des effets de court terme, plus informatifs ici.

Il faut enfin rappeler les deux limites structurelles : d'une part, le modèle travaille sur 22 observations effectives après retards, ce qui gonfle l'incertitude autour des coefficients et rend la multicolinéarité entre LCF, LBF et LEF plus gênante qu'en panel ; d'autre part, nos indicateurs mesurent surtout l'effort institutionnel (centres ouverts, encadrants recrutés, bénéficiaires formés) et non les compétences effectivement acquises. Les sources 2024-2025 sur le marché du travail marocain insistent justement sur ce point : l'écart entre « formé » et « employable » reste large, surtout pour les jeunes et pour les femmes. Quelques bémols méthodologiques s'imposent. Les diagnostics signalent une alerte d'autocorrélation (statistique $\text{Obs} \cdot R^2$ du BG), alors même que le RESET ne rejette pas la spécification et que CUSUM/CUSUMSQ restent globalement contenus. Rien d'alarmant, mais assez pour recommander des vérifications : fenêtres temporelles alternatives (pré/post réformes), ordres de retards élargis, et, si possible, extensions en panel pour distinguer les chocs communs des spécificités de BMK. Surtout, nos proxys de capital humain mesurent l'effort institutionnel

(encadrement, bénéficiaires, centres) plus que les compétences effectives (littératie, numératie, soft skills). Les travaux comparatifs montrent que ce sont ces compétences — pas l'infrastructure en soi — qui ancrent durablement la participation (Hanushek & Woessmann, 2012). La suite logique est donc bien celle déjà proposée : passer à un panel interrégional, intégrer des mesures de compétences (littératie, numératie, soft skills) et tester explicitement les asymétries de cycle pour voir si les bons résultats des années de croissance sont conservés, ou s'ils s'évaporent dès que le climat ou la conjoncture se retournent.

5. Conclusion

Cette étude avait pour objectif de montrer dans quelle mesure la régionalisation avancée, lorsqu'elle agit par le levier du capital humain, peut influencer la participation au marché du travail dans la région de Béni Mellal-Khénifra. En mobilisant un cadre ARDL adapté aux séries courtes et en appuyant l'analyse sur un test de bornes concluant à la cointégration ($F \approx 7,67$), nous avons mis en évidence l'existence d'une relation d'équilibre de long terme entre participation, conjoncture régionale et dispositifs de formation, avec un mécanisme de correction rapide ($ECM \approx -0,81$). Autrement dit, même si toutes les variables ne sont pas significatives au même degré, le système semble bien « tenir » dans le temps : quand la conjoncture s'améliore et que la qualité de l'appareil de formation s'élève, la participation réagit. Le signal le plus net vient toutefois du court terme. Les hausses d'encadrement (ΔLEF) et les phases de dynamisme économique ($\Delta LPIB$) s'accompagnent d'une activation de l'offre de travail, alors que l'extension purement quantitative des structures (ΔLCF) apparaît plus irrégulière et parfois ambiguë. Le chômage joue, lui, un double rôle : facteur de frein dans l'équilibre de long terme, mais aussi déclencheur ponctuel d'entrée sur le marché du travail (effet de travailleur additionnel) lorsque la contrainte budgétaire des ménages se tend. Ces résultats convergent vers une lecture simple : c'est la qualité qui prime sur la quantité. Ouvrir des centres ne suffit pas ; ce qui semble déterminant, c'est la densité et la compétence de l'encadrement, l'ingénierie pédagogique, l'accompagnement individualisé et le raccordement réel au tissu productif (stages, alternance, tutorat, contrats d'insertion). Dans un contexte de régionalisation, cela renvoie à une exigence de coordination opérationnelle entre conseils régionaux, établissements de formation et entreprises : programmation des filières à partir de besoins sectoriels avérés, dispositifs de suivi de l'insertion, et boucles de rétroaction régulières pour ajuster les contenus. Concrètement, quatre orientations peuvent être retenues : (i) renforcer la formation continue des formateurs et encadrants pour élever le niveau de service rendu aux bénéficiaires ; (ii) doter les centres d'outils d'orientation, de remédiation et de développement des soft skills, faute de quoi les publics les plus fragiles restent à l'écart ; (iii) lier une partie des financements à des indicateurs de résultat (taux d'insertion, qualité de l'emploi, rétention territoriale) afin d'inciter à la performance ; (iv) éviter les extensions d'infrastructure qui ne s'accompagnent pas d'un gain de qualité, car ce sont celles qui, empiriquement, produisent les effets les plus faibles. Ces conclusions doivent toutefois être lues avec prudence. Avec seulement 22 observations effectives après prise en compte des retards, les degrés de liberté sont très limités. Cela signifie que certains coefficients peuvent être sensibles au choix de la spécification (retards, termes déterministes) et que la forte corrélation entre les trois indicateurs de formation (LCF, LEF, LBF) accroît mécaniquement le risque de multicollinéarité. De plus, les proxys utilisés pour le capital humain mesurent surtout l'effort institutionnel (centres ouverts, encadrants mobilisés, bénéficiaires formés) et beaucoup moins les compétences réellement acquises ou la qualité de l'appariement formation-emploi. Enfin, malgré des diagnostics globalement satisfaisants, une alerte d'autocorrélation subsiste et invite à ne pas sur-interpréter les élasticités de long terme. Ces limites n'annulent pas le résultat central, mais elles indiquent clairement les prolongements à privilégier : (a) passer à des modèles en panel interrégional pour augmenter le nombre

d'observations et distinguer les effets propres à Béni Mellal-Khénifra des effets communs aux régions marocaines ; (b) intégrer des mesures plus fines de compétences (littératie, numératie, aptitudes socio-comportementales) ainsi que des données d'insertion plus fréquentes ; (c) tester explicitement les asymétries de cycle (phase haute vs phase basse) et les ruptures institutionnelles (pré/post réformes) ; (d) documenter la mobilité sortante vers les pôles voisins afin de vérifier si une partie du capital humain formé ne quitte pas la région. En somme, la régionalisation ouvre bien une fenêtre d'opportunité, mais son effet sur la participation ne se matérialise que si le triptyque qualité de l'encadrement – adéquation des filières – liens école-entreprise est assuré. C'est par ce canal, plus que par la seule densification des structures, que les reprises conjoncturelles peuvent être transformées en gains durables d'activité à l'échelle régionale.

Références :

- (1). Abbad, N., & El Khatib, R. (2024). *Résilience et marché du travail dans les régions marocaines* (Rapport régional). Haut-Commissariat au Plan.
- (2). Acemoglu, D., & Autor, D. (2011). Skills, tasks and technologies: Implications for employment and earnings. In O. Ashenfelter & D. Card (Eds.), *Handbook of labor economics* (Vol. 4B, pp. 1043–1171). Elsevier.
- (3). Ahmad, T., & Rani, H. (2024). Vocational training quality and market alignment. *Journal of Human Resource Development*, 37(1), 102–123.
- (4). Azzam, C., & El Khattabi, L. (2024). Productivité et emploi au Maroc : une analyse empirique. *Moroccan Economic Review*, 21(2), 45–66.
- (5). Banque mondiale. (2023). *Skills development for employment*. World Bank.
- (6). Bardhan, P., & Mookherjee, D. (2006). *Decentralization and local governance in developing countries*. MIT Press.
- (7). Becker, G. S. (1964). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. University of Chicago Press.
- (8). Blanchard, O., & Diamond, P. (1994). Ranking, unemployment duration, and wages. *Review of Economic Studies*, 61(3), 417–434.
- (9). Boschma, R. (2015). Towards an evolutionary perspective on regional resilience. *Regional Studies*, 49(5), 733–751.
- (10). Boschma, R. (2017). The pole star of regional development. *Regional Studies*, 51(1), 1–7.
- (11). Boschma, R. (2024). The resilience of regions: Lessons for innovation policy. *Territorial Development Review*, 12(1), 45–62.
- (12). Card, D. (1999). The causal effect of education on earnings. In O. Ashenfelter & D. Card (Eds.), *Handbook of labor economics* (Vol. 3, pp. 1801–1863). Elsevier.
- (13). Chafik, S., & Bouyahyaoui, N. (2025). Capital humain et convergence d'emploi au Maroc. *Economica Maroc*, 11(2), 121–139.
- (14). Chen, L., & Liu, M. (2023). Fiscal decentralization, economic growth, and human development. *Economic Development Letters*, 19(3), 71–88.
- (15). Combes, P.-P., Duranton, G., & Gobillon, L. (2008). Spatial wage disparities: Sorting matters. *Journal of Urban Economics*, 63(2), 723–742.
- (16). Crescenzi, R., & Iammarino, S. (2017). Global investments and local development trajectories: Standards, contexts and multiple scales. *European Planning Studies*, 25(10), 1758–1773.
- (17). Djeflat, A., & Lounis, M. (2025). Gouvernance de l'enseignement supérieur décentralisé au Maghreb. *Revue maghrébine d'administration*, 23(1), 112–134.

- (18). Economic complexity and inequality at the national and regional level. (2022). *arXiv preprint* (arXiv:2206.00818).
- (19). El Amrani, H., & Benabdelkader, M. (2022). La régionalisation avancée et le marché du travail marocain. *Regards sur le Maroc*, 9(4), 95–113.
- (20). El Aoufi, N., & Inchaouh, A. (2018). Human capital and regional growth in Morocco: Spatial econometric approach. *African Development Studies*, 15(1), 80–97.
- (21). El Fadil, N., & Bouramdane, A. (2022). Vulnérabilité de l'agriculture à Béni Mellal-Khénifra. *Revue du développement rural*, 32(2), 56–70.
- (22). El Housni, M., Tahiri, M., & Aït Ouaziz, W. (2025). Évaluation des effets des pesticides sur la santé des abeilles. *Sciences & Agro-industrie*, 13(1), 108–118.
- (23). Faguet, J. P. (2014). *Decentralization and popular democracy: Governance from below in Bolivia*. Oxford University Press.
- (24). Haddad, S. (2021). The incoherence of institutional reform. *Public Policy Quarterly*, 18(3), 47–62.
- (25). Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2008). The role of cognitive skills in economic development. *Journal of Economic Literature*, 46(3), 607–668.
- (26). Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2012). Do better schools lead to more growth? Cognitive skills, economic outcomes, and causation. *Journal of Economic Growth*, 17(4), 267–321.
- (27). Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551–1580.
- (28). Johansen, S. (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford University Press.
- (29). Kabbaj, S. (2023). Innovation et gouvernance régionale au Maroc. *Innovation Review*, 15(1), 25–42.
- (30). Kluve, J. (2010). The effectiveness of European active labor market programs. *Labour Economics*, 17(6), 904–918.
- (31). Lundberg, S. (1985). The added worker effect. *Journal of Labor Economics*, 3(1), 11–37.
- (32). Mansouri, H., Berrada, O., & Lahlou, Y. (2025). Impact of FDI, human capital, and technology transfer on unemployment in Morocco. *Maghreb Labor Journal*, 8(2), 52–73.
- (33). Martin, R. (2012). Regional economic resilience. *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, 5(1), 1–14.
- (34). McGuinness, S. (2006). Overeducation in the labour market. *Journal of Economic Surveys*, 20(3), 387–418.
- (35). Mincer, J. (1974). *Schooling, experience, and earnings*. Columbia University Press / National Bureau of Economic Research.
- (36). Moretti, E. (2012). *The new geography of jobs*. Houghton Mifflin Harcourt.
- (37). Moyo, P., & Banda, K. (2024). Professional training and labour market outcomes—The case of Southern Africa. *Labour Market Journal*, 17(4), 203–220.
- (38). Multilevel governance and smart specialization in EU regions. (2022). *Policy Reports of EU Regions*, 27, 77–98.
- (39). Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China. *Applied Economics*, 37(17), 1979–1990.
- (40). Ncube, G., & Al-Saidi, M. (2025). Training, innovation and employment returns. *International Labour Review*, 144(1), 98–123.
- (41). Oates, W. E. (1972). *Fiscal federalism*. Harcourt Brace.
- (42). OECD. (2023). *Labour market outlook: Morocco*. OECD Publishing.
- (43). OECD. (2024). *Skills outlook: Morocco*. OECD Publishing.

- (44). Parker, M. (2025). Satisfaction and employment outcomes. *Vocational Studies Quarterly*, 39(2), 85–101.
- (45). Pereira, C., & Gomez, T. (2023). Efficacité des programmes de formation professionnelle. *Revue de l'emploi*, 19, 214–229.
- (46). Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.
- (47). Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346.
- (48). Pike, A., Dawley, S., & Tomaney, J. (2020). Economic resilience in regions: A system approach. *Regional Studies*, 54(6), 902–914.
- (49). Pike, A., Dawley, S., & Tomaney, J. (2021). Transformative resilience in regional economies. *Studies in Socio-Economic Change*, 12(2), 152–166.
- (50). Prasetyo, A., Wibowo, S., & Hartati, C. (2025). Efficacité du *teaching factory* model. *Education & Industry Link Journal*, 33(1), 77–89.
- (51). Quintini, G. (2011). *Over-qualified or under-skilled: A review of existing literature* (OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 121). OECD Publishing.
- (52). Rahmani, S., & Driouech, P. (2022). Governance and regional development: The Moroccan path. *Moroccan Public Policy Journal*, 10(2), 33–51.
- (53). Regional differences in how related variety “works”. (2021). *Regional Innovation Papers*, 17(3), 215–237.
- (54). Rodríguez-Pose, A. (2020). Institutions and regional development: Taking stock. *Regional Studies*, 54(9), 1221–1234.
- (55). Rodríguez-Pose, A. (2024). Decentralization, institutions and economic resilience. *Regional Studies*, 58(7), 1002–1020.
- (56). Rodríguez-Pose, A., & Ezcurra, R. (2020). Multilevel governance and employment in Europe. *European Planning Studies*, 28(4), 677–695.
- (57). Saidi, H., & El Houssaine, A. (n.d.). *Empirical investigation on public expenditures and inclusive growth in Morocco* (Unpublished report).
- (58). Singh, R., & Kapoor, T. (2024). Satisfaction with training and employment outcomes. *Indian Journal of Labour Studies*, 22(4), 151–169.
- (59). Spatial connectivity and regional economic resilience in turbulent times. (2021). *International Journal of Regional Development*, 8(2), 88–109.
- (60). Territorial governance and social innovation in regional development processes in mining territories. (2019). *Territorial Innovation Papers*, 45(1), 62–88.
- (61). The development of higher education and regional economic growth. (2025). *Higher Education Review*, 10(2), 211–235.
- (62). The politics of levelling up: Devolution, institutions and productivity in England. (2022). *Policy & Planning*, 23(1), 35–67.
- (63). White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817–838.
- (64). Yusuf, I., & Osman, M. (2024). Macroeconomic factors and employment trends in Somalia. *International Journal of Applied Economics*, 21(3), 201–220.