

Investissements directs étrangers marocains et développement humain au Sénégal : une analyse de la coopération économique Sud-Sud

Moroccan Foreign Direct Investment and Development Outcomes in Senegal: Evidence from South–South Economic Cooperation

Chama EL MOUMMY, (docteur en économie et gestion)

*Faculté d'économie et de gestion de Kénitra
Université Ibn Tofail de Kénitra, Maroc*

Adresse de correspondance :	Faculté d'économie et de gestion de Kénitra Université Ibn Tofail de Kénitra, Maroc
Déclaration de divulgation :	Les auteurs n'ont pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude. Ils assument l'entière responsabilité de tout éventuel plagiat, de l'usage de l'intelligence artificielle dans la rédaction, ainsi que des résultats présentés dans cet article.
Conflit d'intérêts :	Les auteurs ne signalent aucun conflit d'intérêts.
Citer cet article	EL MOUMMY, C. (2026). Investissements directs étrangers marocains et développement humain au Sénégal : une analyse de la coopération économique Sud-Sud. <i>International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics</i> , 7(9), 162–181. https://doi.org/10.5281/zenodo.21511474
Licence	Cet article est publié en open Access sous licence CC BY-NC-ND

Received: 12/06/2026

Accepted: 27/07/2026

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

ISSN: 2658-8455

Volume 7, Issue 09 (2026)

Investissements directs étrangers marocains et développement humain au Sénégal : une analyse de la coopération économique Sud-Sud

Résumé :

Cette étude examine l'association entre les investissements directs étrangers (IDE) marocains et le développement humain au Sénégal sur la période 1990–2022. La littérature sur les IDE et le développement humain repose principalement sur des analyses multi-pays, tandis que les effets des investissements marocains dans le cadre de la coopération économique Maroc–Sénégal demeurent largement inexplorés. Cette recherche comble cette lacune en analysant, sur une longue période, la contribution spécifique des IDE marocains au développement humain tout en tenant compte des problèmes de stationnarité, de multicollinéarité et de causalité inverse. L'analyse repose sur une série chronologique de 33 observations annuelles. Les flux d'IDE sont transformés par le sinus hyperbolique inverse puis estimés à l'aide de régressions par moindres carrés ordinaires avec erreurs standards robustes de Newey-West (HAC), complétées par des tests de stationnarité (ADF, Phillips-Perron et KPSS), des tests de causalité de Granger et plusieurs analyses de robustesse. Le modèle bivarié met en évidence une relation positive et significative entre les IDE marocains et l'IDH ($\beta = 0,00279$; $p < 0,001$; $R^2 = 0,177$). Toutefois, cet effet disparaît après introduction des variables de contrôle. L'urbanisation apparaît comme le principal déterminant du développement humain ($\beta = 0,0164$; $p < 0,001$; R^2 ajusté = 0,977), tandis que les modèles en premières différences et les tests de Granger ne révèlent aucun effet autonome ni causalité temporelle des IDE sur l'IDH. Ces résultats montrent que les IDE marocains contribuent davantage à une dynamique globale de transformation économique et sociale qu'à un effet direct et indépendant sur le développement humain. La principale limite de l'étude réside dans la faible taille de l'échantillon et dans les incertitudes de mesure de la série bilatérale des IDE.

Mots clés : Investissements directs étrangers marocains ; Développement humain ; Sénégal ; Coopération économique Maroc–Sénégal ; Coopération Sud-Sud ; Urbanisation ; Causalité de Granger ; Séries temporelles.

JEL Classification : F21 ; O15 ; O55 ; C22.

Type du papier : Recherche empirique

Abstract :

This study investigates the relationship between Moroccan foreign direct investment (FDI) and human development in Senegal over the period 1990–2022. While the literature on FDI and human development is largely based on cross-country analyses, little empirical evidence has examined the long-run effects of Moroccan FDI within the framework of Morocco–Senegal economic cooperation. This study addresses this gap by assessing the specific contribution of Moroccan FDI to the Human Development Index (HDI) using a country-specific time-series approach that accounts for stationarity, multicollinearity, and reverse causality. The analysis is based on an annual time series of 33 observations. Moroccan FDI inflows are transformed using the inverse hyperbolic sine (IHS) transformation and estimated through Ordinary Least Squares (OLS) regressions with Newey–West heteroskedasticity and autocorrelation consistent (HAC) standard errors. The empirical strategy is complemented by unit root tests (ADF, Phillips–Perron, and KPSS), Granger causality tests, and several robustness checks. The bivariate model reveals a positive and statistically significant association between Moroccan FDI and HDI ($\beta = 0.00279$; $p < 0.001$; $R^2 = 0.177$). However, this relationship becomes insignificant once macroeconomic and structural control variables are included. Urbanization emerges as the main determinant of human development ($\beta = 0.0164$; $p < 0.001$; Adjusted $R^2 = 0.977$), while first-difference estimations and Granger causality tests provide no evidence of a direct short-run or causal effect of Moroccan FDI on HDI. These findings suggest that Moroccan FDI contributes to human development primarily through broader structural transformation rather than through an autonomous direct effect. The study's main limitation lies in the relatively small sample size and the measurement constraints associated with bilateral FDI data.

Keywords: Moroccan foreign direct investment; Human development; Senegal; Morocco–Senegal economic cooperation; South–South cooperation; Urbanization; Granger causality; Time-series analysis.

Classification JEL : F21, O15, O55, C22.

Paper type: Empirical Research

1. Introduction

Les investissements directs étrangers (IDE) occupent une place centrale dans les stratégies de transformation économique des pays en développement. Au-delà de leur contribution à l'accumulation du capital, ils sont susceptibles de favoriser les transferts de technologie, la diffusion des connaissances, l'amélioration de la productivité, la création d'emplois et le développement du capital humain. Les théories de la croissance endogène soulignent que ces externalités positives peuvent contribuer durablement au développement économique et social (Romer, 1990 ; Borensztein et al., 1998).

Toutefois, leurs effets ne sont ni automatiques ni uniformes. Ils dépendent notamment de la capacité d'absorption des économies d'accueil, du développement financier, de la qualité des institutions et de l'intensité des liens entre entreprises étrangères et entreprises locales (Alfaro et al., 2004 ; Javorcik, 2004 ; Blalock & Gertler, 2008). Dès lors, la question n'est plus seulement de savoir si les IDE stimulent l'activité économique, mais s'ils contribuent effectivement à l'amélioration durable du bien-être des populations. Cette interrogation revêt une importance particulière dans le contexte des investissements Sud-Sud.

Depuis le début des années 2000, les flux d'investissements provenant des économies émergentes et en développement connaissent une progression soutenue et constituent désormais une composante importante de l'intégration économique internationale. Comparativement aux investissements Nord-Sud, les IDE Sud-Sud s'inscrivent souvent dans des environnements institutionnels, culturels et géographiques plus proches, susceptibles de faciliter les échanges économiques et les transferts de compétences (Aykut & Ratha, 2004 ; Buckley et al., 2007 ; CNUCED, 2006).

Néanmoins, cette proximité ne garantit pas que ces investissements produisent des retombées favorables sur le développement humain. Leurs effets peuvent demeurer concentrés dans certains secteurs d'activité ou bénéficier principalement aux espaces urbains les plus dynamiques, selon les capacités des économies réceptrices à transformer les apports de capitaux en progrès sociaux durables.

Dans ce contexte, la coopération économique entre le Maroc et le Sénégal constitue un terrain d'analyse particulièrement pertinent. Depuis deux décennies, le Maroc a considérablement renforcé sa présence économique sur le continent africain à travers des investissements dans les secteurs bancaire, assurantiel, immobilier, des télécommunications et de l'industrie. Le Sénégal figure parmi les principales destinations de ces investissements, notamment avec l'implantation d'établissements bancaires marocains tels que CBAO, filiale du groupe Attijariwafa bank, qui contribue au financement des entreprises et des ménages (Attijariwafa bank, 2023).

Dans la présente étude, les investissements directs étrangers marocains désignent les flux annuels d'investissements directs du Maroc vers le Sénégal reconstitués à partir de sources statistiques officielles. La coopération économique Sud-Sud renvoie quant à elle aux relations d'investissement entre deux économies en développement, sans présumer que ces flux produisent automatiquement des effets positifs sur le développement humain. Malgré l'importance croissante de cette relation bilatérale, une lacune scientifique demeure. Les travaux consacrés aux IDE et au développement humain en Afrique reposent majoritairement sur des analyses en panel multi-pays, sur des flux d'investissements agrégés de différentes origines ou sur l'étude de leurs effets sur la croissance économique.

Les recherches examinant spécifiquement les flux bilatéraux d'IDE marocains vers le Sénégal et leur contribution au développement humain sur une longue période restent particulièrement rares. En outre, les analyses fondées sur des séries temporelles sont exposées à plusieurs difficultés économétriques, notamment la non-stationnarité, la multicollinéarité et la causalité inverse, susceptibles de conduire à des corrélations fallacieuses lorsqu'elles ne sont pas explicitement prises en compte. La présente recherche répond à ces limites en adoptant une

stratégie économétrique permettant de distinguer les coévolutions de long terme des relations empiriquement robustes.

La question de recherche est donc la suivante : dans quelle mesure les flux d'IDE marocains vers le Sénégal sont-ils associés à l'évolution de l'Indice de Développement Humain (IDH) sur la période 1990-2022, et cette relation demeure-t-elle robuste après prise en compte des principaux facteurs macroéconomiques, des tendances structurelles et des difficultés économétriques propres aux séries temporelles ?

L'objectif général de cette étude est d'évaluer la contribution des investissements directs étrangers marocains au développement humain au Sénégal en distinguant les simples coévolutions statistiques des relations économiquement robustes. Cette recherche apporte trois contributions principales à la littérature. Premièrement, elle adopte une perspective bilatérale centrée sur la dyade Maroc-Sénégal, rarement isolée dans les travaux consacrés aux IDE Sud-Sud et au développement humain.

Deuxièmement, elle mobilise une série chronologique annuelle couvrant la période 1990-2022 et applique la transformation par sinus hyperbolique inverse (IHS), permettant de conserver les observations nulles ou négatives sans recourir à des ajustements arbitraires (Bellemare & Wichman, 2020).

Troisièmement, elle met en œuvre une stratégie économétrique rigoureuse destinée à distinguer les coévolutions de long terme des relations empiriquement robustes en traitant explicitement les problèmes de non-stationnarité, de multicollinéarité et de causalité inverse. Sur la base des fondements théoriques et de la littérature empirique, deux hypothèses structurent l'analyse :

H1. Les investissements directs étrangers marocains exercent un effet positif sur le niveau de développement humain au Sénégal.

H2. Cette relation demeure positive et statistiquement significative après prise en compte des principaux déterminants macroéconomiques et structurels du développement humain.

Des tests de causalité de Granger sont mobilisés à titre d'analyse de robustesse afin d'examiner la direction temporelle des relations observées, sans constituer une hypothèse de recherche autonome. Le reste de l'article est organisé comme suit. La deuxième section présente les fondements théoriques ainsi que la revue de la littérature. La troisième section décrit les données, les variables et la méthodologie économétrique. La quatrième section présente les résultats empiriques. La cinquième section discute ces résultats à la lumière des travaux antérieurs. La sixième section expose les principales implications de politique économique ainsi que les limites de l'étude. Enfin, la dernière section conclut.

2. Revue de la littérature

2.1. Mécanismes théoriques reliant les IDE au développement humain

La première famille d'arguments repose sur la croissance endogène. Les entreprises étrangères peuvent transférer des technologies, des pratiques managériales, des compétences et des normes organisationnelles qui améliorent la productivité au-delà de la seule accumulation de capital (Romer, 1990 ; Borensztein et al., 1998). Les externalités peuvent se diffuser par les relations de sous-traitance, la mobilité de la main-d'œuvre, la concurrence et l'imitation. Javorcik (2004) montre que les liens en amont avec les fournisseurs locaux peuvent constituer un canal essentiel de diffusion, tandis que Blalock et Gertler (2008) mettent en évidence des gains de productivité et de bien-être via les transferts aux fournisseurs domestiques.

Une deuxième famille d'arguments souligne la conditionnalité de ces retombées. Les bénéfices des IDE sont plus probables lorsque l'économie d'accueil dispose d'un capital humain suffisant, de marchés financiers capables d'allouer efficacement les ressources et d'institutions permettant de créer des liens avec le tissu productif local (Borensztein et al., 1998 ; Alfaro et al., 2004). Une présence étrangère concentrée dans des activités faiblement intégrées au reste de

l'économie peut, au contraire, produire peu d'effets distributifs. Les IDE peuvent aussi accentuer certaines inégalités, exercer une pression concurrentielle sur les entreprises locales ou contribuer à des externalités environnementales lorsque les mécanismes de régulation sont insuffisants. Le lien avec le développement humain est donc plus complexe que le lien avec la croissance du PIB.

L'IDH combine santé, éducation et niveau de vie. Une amélioration durable de cet indicateur suppose que les gains de productivité ou de financement se traduisent en revenus, emplois de qualité, accès aux services et capacités individuelles. Kosack et Tobin (2006) montrent que les différentes formes de financement externe n'ont pas des effets identiques sur la croissance et le développement humain. Gohou et Soumaré (2012) trouvent une relation globalement favorable entre IDE et réduction de la pauvreté en Afrique, mais avec d'importantes hétérogénéités régionales. Cette diversité invite à éviter toute conclusion universelle.

2.2. Résultats empiriques contradictoires et origines méthodologiques

La littérature empirique peut être organisée en trois courants. Le premier rapporte des effets positifs, en particulier lorsque les IDE favorisent les transferts de technologie, les liens avec les fournisseurs ou l'accès au financement. Le deuxième conclut à des effets conditionnels qui dépendent du capital humain, du développement financier, de la gouvernance, de l'ouverture commerciale ou de la structure sectorielle.

Le troisième met en évidence des effets faibles, nuls ou parfois négatifs lorsque les IDE sont enclavés, lorsqu'ils déplacent l'activité domestique ou lorsque les bénéfices sont captés par des segments limités de l'économie (De Mello, 1997 ; Aitken & Harrison, 1999 ; Meyer, 2004 ; Asiedu, 2006 ; Gohou & Soumaré, 2012). Ces divergences sont en partie méthodologiques. Les études transversales peuvent confondre les différences structurelles entre pays avec l'effet des IDE. Les panels améliorent le contrôle de l'hétérogénéité mais restent sensibles à l'endogénéité. Les séries temporelles nationales permettent une lecture institutionnelle fine, mais les petits échantillons et les tendances communes peuvent générer des régressions fallacieuses. Les choix de mesure jouent également un rôle : flux bruts ou nets, stocks, IDE rapportés au PIB, transformations logarithmiques, indicateurs de pauvreté ou IDH. La présente étude adopte donc une stratégie qui sépare explicitement la relation bivariable en niveau, la spécification saturée, la spécification parcimonieuse, l'ajustement par tendance, les premières différences et les tests de causalité temporelle.

Ces divergences suggèrent que les effets des IDE sur le développement humain ne sont ni universels ni automatiques. Ils dépendent à la fois des caractéristiques des économies étudiées et des choix méthodologiques retenus, ce qui justifie une analyse spécifique du cas Maroc–Sénégal.

2.3. IDE Sud-Sud et multinationales des économies émergentes

Les IDE Sud-Sud se sont développés avec l'internationalisation des entreprises issues des économies émergentes. Aykut et Ratha (2004) soulignent l'importance croissante de ces flux et la difficulté de leur mesure bilatérale. Buckley et al. (2007), dans le cas chinois, montrent que l'investissement extérieur des économies émergentes peut répondre à des déterminants spécifiques liés aux institutions, à la proximité et aux avantages propres aux entreprises. Ces travaux invitent à ne pas transposer mécaniquement les conclusions tirées des multinationales des pays avancés. Dans les relations Sud-Sud, la proximité culturelle ou institutionnelle peut réduire certains coûts d'adaptation et faciliter l'entrée sur le marché. Toutefois, elle peut aussi conduire à une concentration dans des marchés déjà accessibles ou dans des secteurs où les groupes investisseurs disposent d'avantages établis.

La contribution au développement humain dépend alors de la profondeur des liens locaux, de la concurrence, de la fiscalité, de la qualité des emplois et de l'accès aux services essentiels.

L'originalité de la dyade Maroc-Sénégal réside précisément dans la possibilité d'observer une relation d'investissement intra-africaine durable, mais cette originalité ne dispense pas d'une identification économétrique prudente. Par conséquent, les enseignements issus des IDE Nord-Sud ne peuvent être transposés mécaniquement aux investissements intra-africains, ce qui renforce l'intérêt d'une analyse spécifique des IDE marocains au Sénégal.

2.4. Présence bancaire marocaine, développement financier et bien-être

La présence bancaire étrangère constitue un canal potentiel particulier. La littérature montre que le développement financier peut soutenir la croissance par une meilleure mobilisation de l'épargne, l'évaluation des projets et l'allocation du capital (Beck et al., 2000). L'entrée de banques étrangères peut intensifier la concurrence et améliorer l'efficacité du secteur domestique, même si les effets sur l'accès au crédit dépendent de la stratégie commerciale, de la réglementation et des caractéristiques des emprunteurs (Claessens et al., 2001). Dans la relation Maroc-Sénégal, la présence de CBAO au sein du groupe Attijariwafa bank illustre cette dimension financière (Attijariwafa bank, 2023).

Toutefois, l'analyse empirique de cet article porte sur les flux d'IDE marocains agrégés vers le Sénégal et non exclusivement sur les IDE bancaires. Cette distinction est essentielle. La littérature bancaire sert ici à éclairer un mécanisme possible de transmission, sans assimiler la variable d'IDE total à une mesure sectorielle bancaire. Les effets sur le développement humain peuvent passer par l'accès au financement des entreprises, l'inclusion financière, l'investissement et l'emploi, mais ces mécanismes nécessitent des données sectorielles ou microéconomiques pour être identifiés directement. Soumaré et Tchana Tchana (2015) rappellent en outre que la causalité entre IDE et développement financier peut être bidirectionnelle.

2.5. Causalité inverse, attractivité et endogénéité

Une économie dont l'IDH s'améliore peut devenir plus attractive pour les investisseurs en raison d'une main-d'œuvre mieux formée, d'un marché plus solvable et d'un environnement institutionnel plus favorable. La causalité peut donc aller des IDE vers le développement humain, du développement humain vers les IDE, ou dans les deux sens. Cette possibilité rend insuffisante l'interprétation causale d'une corrélation contemporaine.

Les tests de causalité de Granger ne prouvent pas une causalité structurelle, mais ils permettent de vérifier si les valeurs passées d'une variable améliorent la prévision de l'autre une fois prises en compte ses propres valeurs passées (Granger, 1969). Dans le présent échantillon, la petite taille impose une spécification parcimonieuse et un nombre de retards limité. Les résultats sont donc interprétés comme des indications de précédence temporelle et non comme une démonstration de causalité économique profonde.

2.6. Lacunes de la littérature, cadre conceptuel et hypothèses de recherche

La revue de littérature met en évidence que la relation entre les investissements directs étrangers et le développement humain demeure loin de faire l'objet d'un consensus. Si de nombreuses études soulignent les effets positifs des IDE à travers les transferts de technologies, la création d'emplois, l'amélioration de la productivité et le développement financier, d'autres montrent que ces retombées restent fortement conditionnées par la qualité des institutions, le niveau de développement financier, le capital humain et la capacité d'absorption des économies d'accueil. Dans certains contextes, les IDE produisent des effets faibles, voire inexistants, lorsque les liens avec le tissu économique local demeurent limités.

Ces divergences tiennent également aux approches méthodologiques retenues. La majorité des travaux repose sur des analyses en panel multi-pays mobilisant des flux d'IDE agrégés provenant de plusieurs pays investisseurs. Si ces approches permettent d'identifier des tendances générales, elles rendent plus difficile l'analyse des mécanismes propres aux relations

bilatérales d'investissement. À l'inverse, les études fondées sur des séries temporelles nationales restent relativement peu nombreuses, alors qu'elles permettent de mieux prendre en compte les spécificités institutionnelles et structurelles d'un pays. Elles nécessitent toutefois un traitement rigoureux des problèmes de non-stationnarité, d'endogénéité et de causalité inverse, qui ne sont pas toujours explicitement abordés dans la littérature existante.

Ces limites apparaissent encore plus marquées dans les travaux consacrés aux investissements Sud-Sud. Malgré la montée en puissance des investissements intra-africains, les recherches portant sur les relations bilatérales entre pays africains demeurent relativement limitées. En particulier, très peu d'études analysent la relation entre les investissements directs étrangers marocains et le développement humain au Sénégal sur une longue période. Cette lacune est d'autant plus importante que les caractéristiques institutionnelles, économiques et historiques de cette coopération ne permettent pas de transposer directement les résultats obtenus dans le cadre des investissements Nord-Sud.

Dans ce contexte, la présente recherche vise à analyser la relation entre les investissements directs étrangers marocains et le développement humain au Sénégal sur la période 1990-2022. Elle adopte une approche bilatérale originale et mobilise une stratégie économétrique permettant d'identifier des relations empiriquement robustes tout en tenant compte des principaux défis méthodologiques propres aux séries temporelles macroéconomiques.

Figure 1 : Cadre conceptuel de la relation entre IDE marocains et développement humain



Source : Élaboration de l'auteur

Le cadre conceptuel présenté à la Figure 1 ci-dessus, synthétise les principaux mécanismes théoriques identifiés dans la littérature. Il considère que les investissements directs étrangers marocains peuvent influencer le développement humain par plusieurs canaux complémentaires : les transferts de capital, de technologies et de compétences, l'intermédiation financière, la création d'emplois ainsi que les effets d'entraînement sur les entreprises locales. Ces effets sont susceptibles d'être influencés par différents facteurs macroéconomiques et structurels, tandis qu'une relation de causalité inverse demeure également envisageable, un niveau plus élevé de développement humain pouvant renforcer l'attractivité du Sénégal pour les investisseurs étrangers.

Sur la base des fondements théoriques et des résultats empiriques précédemment présentés, les hypothèses suivantes sont formulées :

H1. Les investissements directs étrangers marocains vers le Sénégal sont positivement associés au niveau du développement humain, mesuré par l'Indice de Développement Humain (IDH).

H2. *L'association positive entre les investissements directs étrangers marocains et le développement humain demeure statistiquement significative après prise en compte de l'urbanisation et des principaux facteurs macroéconomiques.*

H3. *Les valeurs passées des investissements directs étrangers marocains améliorent la prévision des variations de l'Indice de Développement Humain au sens de la causalité de Granger.*

3. Méthodologie de recherche

3.1. Design de l'étude et justification de la période 1990-2022

La recherche adopte un design quantitatif, longitudinal et explicatif fondé sur une série chronologique annuelle du Sénégal. La période 1990-2022 est retenue pour trois raisons. Premièrement, 1990 correspond au point de départ de la série harmonisée de l'IDH utilisée dans l'analyse. Deuxièmement, 2022 est la dernière année pour laquelle les variables centrales ont pu être alignées de façon cohérente lors de la construction de la base. Troisièmement, cette fenêtre couvre à la fois les années 1990 et la phase d'expansion plus marquée des groupes marocains en Afrique subsaharienne à partir des années 2000, notamment dans les services financiers.

Le choix d'une série longue de 33 observations permet d'observer des transformations graduelles, mais il impose une forte prudence statistique. Le nombre limité d'observations réduit la puissance des tests de racine unitaire, rend les modèles riches en paramètres vulnérables au surajustement et renforce les risques de multicollinéarité. La stratégie empirique privilégie donc la transparence, la parcimonie et la triangulation entre plusieurs spécifications.

3.2. Sources des données et construction de la base

L'IDH provient des séries historiques du Programme des Nations Unies pour le développement. Les variables macroéconomiques de contrôle sont issues des World Development Indicators de la Banque mondiale, base de données continue consultée pour les observations 1990-2022 (World Bank, 2026). Les flux d'IDE marocains vers le Sénégal sont reconstruits à partir de séries et de compilations officielles de l'Office des Changes du Royaume du Maroc.

Les données ont été harmonisées sur une fréquence annuelle. La série bilatérale d'IDE comporte une incertitude de mesure plus forte que les indicateurs macroéconomiques standardisés, notamment en raison des révisions, de la disponibilité variable des ventilations par pays et de possibles différences entre flux bruts, flux nets et opérations exceptionnelles. Cette limite est explicitement prise en compte dans l'interprétation et dans la conclusion. La base World Development Indicators est citée comme une base de données continue, avec indication de la période extraite et de la date de consultation, plutôt que comme une publication figée de l'année 2026.

3.3. Définition des variables et justification des contrôles

Le choix des variables de contrôle repose sur des mécanismes théoriques distincts. L'urbanisation capte la transformation structurelle, la concentration des services et l'amélioration potentielle de l'accès à l'éducation et à la santé. L'inflation mesure la stabilité macroéconomique et l'érosion du pouvoir d'achat. La croissance du PIB réel reflète l'expansion générale de l'activité.

Le chômage informe sur l'insertion sur le marché du travail, tout en étant difficile à mesurer dans une économie à forte informalité. La migration nette peut affecter le capital humain, la structure démographique et l'offre de travail. Les émissions de CO₂ par habitant servent de proxy imparfait de l'intensification productive et des externalités environnementales. La présence simultanée de ces variables dans un modèle saturé est néanmoins susceptible

d'engendrer une forte colinéarité ; c'est pourquoi une spécification parcimonieuse est également estimée.

Tableau 1 : Définition opératoire des variables

Variable	Rôle	Définition synthétique	Source principale
IDH	Variable dépendante	Indice composite de santé, éducation et niveau de vie, borné entre 0 et 1	PNUD
IDE marocains	Variable explicative principale	Flux annuels d'investissement direct du Maroc vers le Sénégal	Office des Changes
Migration nette	Contrôle	Solde migratoire annuel net	Banque mondiale, WDI
Urbanisation	Contrôle	Population urbaine en pourcentage de la population totale	Banque mondiale, WDI
Inflation	Contrôle	Variation annuelle de l'indice des prix à la consommation	Banque mondiale, WDI
CO2	Contrôle	Émissions de CO2 par habitant	Banque mondiale, WDI
Croissance	Contrôle	Croissance annuelle du PIB réel	Banque mondiale, WDI
Chômage	Contrôle	Taux de chômage estimé en pourcentage de la population active	Banque mondiale, WDI

Source : Élaboration de l'auteur.

3.4. Transformation des IDE et spécifications économétriques

La variable d'IDE présente une forte asymétrie et comporte des valeurs négatives au début de la période. La transformation par sinus hyperbolique inverse, $\text{asinh}(x)$, est utilisée car elle se comporte comme un logarithme pour les grandes valeurs absolues tout en conservant les zéros et les valeurs négatives (Bellemare & Wichman, 2020). Pour de grandes valeurs positives, une hausse d'une unité de $\text{asinh}(x)$ correspond approximativement à une multiplication du niveau de x par e , soit une hausse d'environ 171,8 pour cent. L'effet exact en dollars dépend toutefois du niveau de départ.

Cinq spécifications sont estimées. Le modèle M1 mesure l'association bivariée en niveau entre l'IDH et $\text{asinh}(\text{IDE})$. Le modèle M2 introduit l'ensemble des contrôles et sert principalement de diagnostic de spécification saturée. Le modèle M3 réduit le nombre de variables à $\text{asinh}(\text{IDE})$, urbanisation, inflation et croissance, choix qui représente les dimensions d'investissement, de transformation structurelle et de stabilité macroéconomique tout en réduisant fortement les VIF. Le modèle M4 ajoute une tendance temporelle mais exclut l'urbanisation, car la corrélation entre cette dernière et la tendance génère une colinéarité excessive.

Le modèle M5 est estimé en premières différences avec $\text{asinh}(\text{IDE})$, inflation et croissance, afin d'examiner les variations annuelles plutôt que les niveaux. Les coefficients sont estimés par moindres carrés ordinaires et l'inférence repose sur des erreurs standards HAC de Newey-West avec un retard, choix cohérent avec la fréquence annuelle et la petite taille de l'échantillon (Newey & West, 1987). Les modèles de niveau ne sont pas interprétés comme des preuves causales lorsque les tests de stationnarité sont ambigus ou lorsque des tendances communes subsistent.

$$M1 : IDH_t = \alpha + \beta_1 \text{asinh}(\text{IDE}_t) + \varepsilon_t$$

$$M2 : IDH_t = \alpha + \beta_1 \text{asinh}(\text{IDE}_t) + \beta_2 \text{MIG}_t + \beta_3 \text{URB}_t + \beta_4 \text{INF}_t + \beta_5 \text{CO2}_t + \beta_6 \text{CROISS}_t + \beta_7 \text{CHOM}_t + \varepsilon_t$$

$$M3 : IDH_t = \alpha + \beta_1 \text{asinh}(\text{IDE}_t) + \beta_2 \text{URB}_t + \beta_3 \text{INF}_t + \beta_4 \text{CROISS}_t + \varepsilon_t$$

$$M4 : IDH_t = \alpha + \beta_1 \text{asinh}(\text{IDE}_t) + \beta_2 \text{INF}_t + \beta_3 \text{CROISS}_t + \beta_4 \text{TEND}_t + \varepsilon_t$$

$$M5 : \Delta IDH_t = \alpha + \beta_1 \Delta \text{asinh}(\text{IDE}_t) + \beta_2 \Delta \text{INF}_t + \beta_3 \Delta \text{CROISS}_t + \varepsilon_t$$

3.5. Stationnarité, cointégration, causalité et diagnostics

La stationnarité est examinée au moyen de trois tests complémentaires. Les tests Augmented Dickey-Fuller et Phillips-Perron ont pour hypothèse nulle la présence d'une racine unitaire,

tandis que le test KPSS retient la stationnarité comme hypothèse nulle (Dickey & Fuller, 1979 ; Phillips & Perron, 1988 ; Kwiatkowski et al., 1992). Les séries présentant une tendance visible sont testées avec constante et tendance en niveau ; les autres avec constante. Cette combinaison permet de limiter la dépendance à un seul test, particulièrement dans un échantillon de 33 observations.

Une analyse résiduelle d'Engle-Granger est reportée pour la relation bivariée, mais son interprétation reste prudente lorsque les ordres d'intégration ne sont pas homogènes (Engle & Granger, 1987). Une procédure de Johansen ou un VECM complet n'est pas retenu, car huit variables et 33 observations conduiraient à un système surparamétré et statistiquement fragile. Les tests de causalité de Granger sont menés sur les variations de l'IDH et des IDE, avec un retard sélectionné par AIC et BIC. La colinéarité est évaluée par les facteurs d'inflation de variance.

Les résidus sont examinés au moyen de Jarque-Bera et Shapiro-Wilk pour la normalité, Durbin-Watson et Breusch-Godfrey pour l'autocorrélation, Breusch-Pagan pour l'hétéroscédasticité et RESET de Ramsey pour la forme fonctionnelle (Breusch, 1978 ; Godfrey, 1978 ; Breusch & Pagan, 1979 ; Jarque & Bera, 1980 ; Ramsey, 1969). La stabilité est évaluée par un test de Chow autour de l'année 2000 et par CUSUM (Chow, 1960 ; Brown et al., 1975). Enfin, la robustesse est testée sur la sous-période post-2000, après exclusion des observations influentes identifiées par la distance de Cook, avec un retard d'un an des IDE, et au moyen d'une régression ridge standardisée sur le modèle saturé.

4. Résultats

4.1. Tendances générales et statistiques descriptives

L'IDH du Sénégal passe de 0,371 en 1990 à 0,517 en 2022, soit une hausse de 0,146 point. Dans le même temps, la série d'IDE marocains augmente fortement, surtout après les années 2000, tandis que l'urbanisation progresse de manière continue.

La juxtaposition de ces tendances suggère une coévolution positive, mais elle constitue précisément une raison de tester la stationnarité et de ne pas confondre tendance commune et effet autonome.

Tableau 2 : Statistiques descriptives des variables, 1990-2022

Variable	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
IDH	0,439	0,057	0,371	0,517
IDE marocains (USD)	453 666 720	699 847 685	-7 550 329	2 928 675 555
Migration nette	-32 631	12 586	-45 857	-10 090
Urbanisation (%)	42,855	3,220	38,896	49,086
Inflation (%)	2,740	5,908	-2,248	32,294
CO2 (t/hab.)	0,504	0,140	0,301	0,769
Croissance (%)	3,698	2,155	-0,746	7,407
Chômage (%)	6,516	2,358	2,860	10,360

Source : Élaboration de l'auteur à partir des données PNUD, Banque mondiale et Office des Changes ; N = 33.

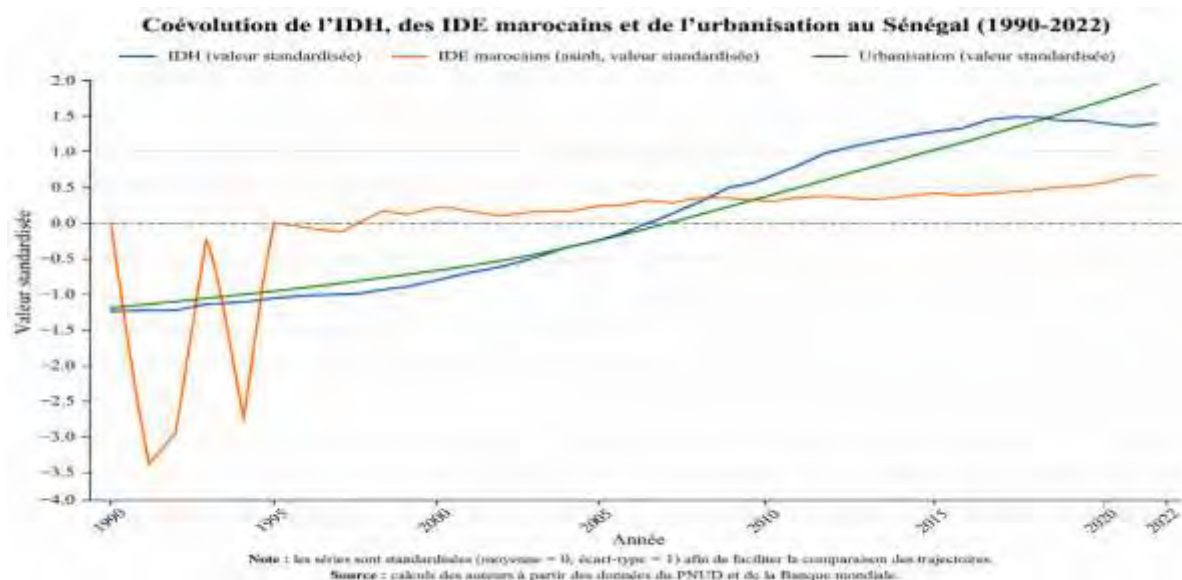
Tableau 3 : Moyennes par sous-période

Période	IDH moyen	IDE moyens (millions USD)	Croissance moyenne (%)	Urbanisation moyenne (%)	Chômage moyen (%)
1990-1999	0,375	59,4	2,726	39,536	5,705
2000-2009	0,421	203,0	3,443	41,627	8,016
2010-2022	0,503	949,8	4,643	46,352	5,985

Source : Élaboration de l'auteur.

La comparaison par sous-périodes montre un changement d'échelle. L'IDH moyen passe de 0,375 dans les années 1990 à 0,503 sur 2010-2022, tandis que les IDE moyens progressent d'environ 59,4 millions à 949,8 millions de dollars. L'urbanisation augmente de 39,5 à 46,4 pour cent. Cette simultanéité justifie l'estimation de modèles capables de distinguer l'effet propre des IDE de celui des transformations structurelles.

Figure 2 : Coévolution standardisée de l'IDH, des IDE marocains et de l'urbanisation, 1990-2022



Source : Élaboration de l'auteur à partir des données de l'étude.

4.2. Corrélations bivariées

Les corrélations confirment la forte coévolution de l'IDH avec l'urbanisation ($r = 0,975$) et les émissions de CO2 ($r = 0,963$). La corrélation avec les IDE bruts atteint 0,650, mais elle est plus modérée avec la transformation asinh ($r = 0,421$). Ces valeurs indiquent que les variables de niveau partagent des tendances importantes. Elles ne constituent donc pas, à elles seules, une preuve d'effet causal.

Tableau 4 : Corrélations de Pearson avec l'IDH

Variable	Coefficient r	p-value
IDE marocains, niveau	0,650	< 0,001
IDE marocains, asinh	0,421	0,015
Migration nette	0,168	0,350
Urbanisation	0,975	< 0,001
Inflation	-0,138	0,444
CO2	0,963	< 0,001
Croissance	0,409	0,018
Chômage	-0,050	0,781

Source : Élaboration de l'auteur

4.3. Stationnarité, cointégration et causalité de Granger

Les tests de stationnarité produisent un diagnostic nuancé. Les IDE transformés, l'inflation, le CO2 et la croissance sont stationnaires en niveau selon ADF et Phillips-Perron, avec un KPSS compatible avec la stationnarité. L'IDH, l'urbanisation et le chômage sont plus persistants. Pour l'IDH, ADF et Phillips-Perron ne rejettent pas la racine unitaire en niveau, tandis que KPSS ne rejette pas la stationnarité autour d'une tendance au seuil de 5 pour cent. En première différence, Phillips-Perron devient significatif au seuil de 10 pour cent et KPSS ne rejette pas la

stationnarité. Ces divergences sont cohérentes avec la faible puissance des tests dans un petit échantillon.

Tableau 5 : Tests de stationnarité ADF, Phillips-Perron et KPSS

Variable	ADF niv. p	PP niv. p	KPSS niv. p	ADF diff. p	PP diff. p	KPSS diff. p	Lecture
HDI	0,336	0,548	0,070	0,453	0,068	0,100	Résultats mixtes ; forte persistance
IDE marocains, asinh	< 0,001	< 0,001	0,074	< 0,001	< 0,001	0,100	Stationnaire en niveau
Migration nette	0,113	0,399	0,100	0,130	0,245	0,067	Résultats mixtes
Urbanisation	0,600	0,843	0,010	0,784	0,853	0,010	Non-stationnarité persistante
Inflation	< 0,001	< 0,001	0,100	< 0,001	< 0,001	0,100	Stationnaire en niveau
CO2	< 0,001	< 0,001	0,100	< 0,001	< 0,001	0,100	Stationnaire autour d'une tendance
Croissance	< 0,001	< 0,001	0,063	< 0,001	< 0,001	0,100	Stationnaire en niveau
Chômage	0,276	0,959	0,043	0,438	0,063	0,100	Forte persistance ; différence borderline

Note : pour ADF et Phillips-Perron, H_0 correspond à la présence d'une racine unitaire ; pour KPSS, H_0 correspond à la stationnarité. Les séries visiblement tendanciennes sont testées avec constante et tendance en niveau ; les autres avec constante. Les résultats doivent être lus avec prudence compte tenu de $N = 33$.

Source : Élaboration de l'auteur.

Le test résiduel d'Engle-Granger est très sensible à la composante déterministe. Avec constante seule, la cointégration n'est pas retenue ($p = 0,971$), alors qu'avec constante et tendance le test devient significatif ($p = 0,034$). Comme la variable asinh(IDE) est stationnaire en niveau selon les trois diagnostics principaux, les conditions usuelles d'une relation de cointégration entre variables $I(1)$ ne sont pas réunies de manière homogène. En conséquence, l'article ne retient pas une interprétation de long terme fondée sur un VECM et présente les régressions en niveau comme des associations descriptives, complétées par des modèles en différences et ajustés pour la tendance.

Tableau 6 : Tests de cointégration et de causalité temporelle

Test	Relation	Statistique	p-value	Conclusion
Engle-Granger, constante	HDI et asinh(IDE)	-0,389	0,971	Pas de cointégration
Engle-Granger, constante et tendance	HDI et asinh(IDE)	-3,926	0,034	Résultat sensible à la tendance
Granger, 1 retard	Δ asinh(IDE) cause Δ IDH	0,023	0,881	Non significatif
Granger, 1 retard	Δ IDH cause Δ asinh(IDE)	2,197	0,149	Non significatif

Note : le retard 1 est sélectionné par AIC et BIC dans le VAR bivarié en différences.

Source : Élaboration de l'auteur.

Les tests de Granger ne montrent aucune précedence temporelle significative. Les variations des IDE n'améliorent pas la prévision des variations de l>IDH ($F = 0,023$; $p = 0,881$), et l'hypothèse inverse n'est pas davantage significative ($F = 2,197$; $p = 0,149$). L'hypothèse H_3 n'est donc pas soutenue. Cette absence de causalité de Granger n'exclut pas des mécanismes diffus ou retardés au-delà du faible nombre de retards admissible, mais elle interdit de présenter les résultats comme une preuve d'impact causal unidirectionnel.

4.4. Colinéarité et choix de la spécification parcimonieuse

Le modèle saturé reproduit la forte colinéarité signalée par l'évaluation scientifique : les VIF atteignent 48,56 pour l'urbanisation, 45,37 pour le CO2, 22,30 pour la migration, 21,49 pour le

chômage et 10,35 pour les IDE transformés. Dans ce contexte, les coefficients individuels du modèle complet ne peuvent pas être interprétés isolément avec confiance. La solution retenue consiste à conserver le modèle saturé comme diagnostic, puis à privilégier une spécification parcimonieuse fondée sur quatre variables : $\text{asinh}(\text{IDE})$, urbanisation, inflation et croissance. Tous les VIF y sont inférieurs à 1,5.

Tableau 7 : Facteurs d'inflation de variance dans les modèles saturé et parcimonieux

Variable	VIF, modèle saturé	VIF, modèle parcimonieux
IDE marocains, asinh	1,94	1,30
Migration nette	3,59	Non inclus
Urbanisation	24,09	1,41
Inflation	1,27	1,16
CO2	23,54	Non inclus
Croissance	1,74	1,35
Chômage	2,43	Non inclus

Source : Élaboration de l'auteur.

4.5. Estimations économétriques principales

Le modèle M1 confirme une association bivariable positive entre les IDE marocains et l'IDH. Le coefficient de $\text{asinh}(\text{IDE})$ est de 0,00279 et significatif au seuil de 1 pour cent. Toutefois, cette association disparaît dans les spécifications multivariées. Dans le modèle saturé M2, le coefficient des IDE devient pratiquement nul et non significatif ($p = 0,626$), alors que l'urbanisation et le chômage sont positifs et significatifs. Compte tenu des VIF très élevés, ces coefficients ne doivent pas être interprétés comme des effets individuels causaux.

Tableau 8 : Régressions de l'IDH et tests des hypothèses

Variables	M1 : bivarié	M2 : saturé	M3 : parcimonieux	M4 : tendance	M5 : différences
Constante	0,3898*** (0,0099)	-0,3055*** (0,0786)	-0,2997*** (0,0518)	0,3502*** (0,0060)	0,0046*** (0,0009)
$\text{asinh}(\text{IDE})$ ou $\Delta \text{asinh}(\text{IDE})$ dans M5	0,0028*** (0,0007)	-0,0001 (0,0001)	0,0002 (0,0001)	-0,0005** (0,0002)	-0,0000 (0,0000)
Migration nette		0,000000 (0,000000)			
Urbanisation		0,0164*** (0,0023)	0,0173*** (0,0013)		
Inflation ou $\Delta \text{inflation}$ dans M5		-0,0003 (0,0002)	-0,0006* (0,0003)	-0,0002 (0,0004)	-0,0000 (0,0001)
CO2		0,0344 (0,0445)			
Croissance ou $\Delta \text{croissance}$ dans M5		0,0004 (0,0007)	-0,0008 (0,0011)	-0,0017 (0,0013)	-0,0001 (0,0003)
Chômage		0,0045*** (0,0007)			
Tendance temporelle				0,0062*** (0,0003)	
R ²	0,177	0,982	0,955	0,957	0,006
R ² ajusté	0,151	0,977	0,949	0,951	-0,100
N	33	33	33	33	32

Note : erreurs standards HAC de Newey-West entre parenthèses. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$. M2 est présenté comme diagnostic saturé et non comme base d'une interprétation causale des coefficients individuels.

Source : Élaboration de l'auteur sous EViews et vérifications économétriques complémentaires.

Le modèle parcimonieux M3 constitue la spécification principale pour l'inférence conditionnelle. Le coefficient des IDE reste positif, mais non significatif ($\beta = 0,000202$; $p = 0,168$). L'urbanisation demeure fortement positive ($\beta = 0,01727$; $p < 0,001$). L'inflation est négative au seuil de 10 pour cent, tandis que la croissance n'est pas significative. Le modèle

explique une grande part de la variance de l'IDH en niveau, mais ce R^2 élevé reflète aussi la nature tendancielle de certaines séries.

Dans M4, l'introduction d'une tendance temporelle rend le coefficient des IDE négatif et significatif au seuil de 5 pour cent, tandis que la tendance elle-même domine l'explication. Ce changement de signe montre la forte sensibilité du coefficient à la manière de traiter la tendance commune et renforce la prudence. Enfin, le modèle M5 en premières différences présente un R^2 ajusté de -0,100. Une telle valeur signifie que la spécification n'explique pas mieux les variations annuelles de l'IDH qu'un modèle réduit à une constante. Le coefficient des IDE est pratiquement nul et non significatif ($p = 0,969$). Cette faiblesse n'est donc pas masquée : elle constitue un résultat substantiel qui confirme l'absence d'un effet de court terme identifiable.

4.6. Diagnostics des résidus et stabilité structurelle

Les diagnostics suivent les recommandations usuelles de l'économétrie appliquée en séries temporelles (Wooldridge, 2020). Ils montrent que les résidus des modèles principaux sont compatibles avec la normalité, mais que l'autocorrélation demeure importante, ce qui justifie les erreurs standards HAC. Le modèle saturé M2 présente également une hétéroscédasticité et un RESET significatif. Le modèle M4 ajusté par tendance améliore la forme fonctionnelle selon RESET, sans supprimer complètement l'autocorrélation. Ces résultats confirment qu'aucune spécification ne doit être considérée comme une identification structurelle parfaite.

Tableau 9 : Diagnostics des résidus et stabilité

Modèle ou test	Jarque-Bera p	Durbin-Watson	Breusch-Godfrey p	Breusch-Pagan p	RESET ou stabilité p
M2 saturé	0,727	0,474	< 0,001	0,043	0,047
M3 parcimonieux	0,713	0,227	< 0,001	0,005	< 0,001
M4 avec tendance	0,340	0,448	< 0,001	0,138	0,448
M5 différences	0,398	0,758	< 0,001	0,783	0,179
Test de Chow, rupture en 2000 sur M3					0,082
CUSUM sur M3					0,204

Note : pour le test de Chow, $F = 2,265$ et $p = 0,082$. Pour CUSUM, statistique = 1,069 et $p = 0,204$. La stabilité du modèle parcimonieux n'est pas rejetée au seuil de 5 pour cent, mais la rupture de 2000 est marginale au seuil de 10 pour cent.

Source : Élaboration de l'auteur.

4.7. Analyses de robustesse

Les analyses de robustesse confirment que l'absence d'un effet positif autonome des IDE n'est pas due à une seule observation ou à un choix unique de période. L'exclusion de 1994, observation particulièrement influente, rend le coefficient des IDE marginalement significatif au seuil de 10 pour cent, mais l'exclusion simultanée de toutes les observations influentes identifiées par la distance de Cook le rend de nouveau proche de zéro. Sur la sous-période 2000-2022, le coefficient est non significatif. Un retard d'un an des IDE produit également un coefficient nul. Dans toutes ces variantes, l'urbanisation reste positive et hautement significative.

Une régression ridge standardisée du modèle saturé, avec pénalité choisie par validation croisée leave-one-out, attribue un coefficient standardisé de seulement 0,007 aux IDE, contre 0,587 à l'urbanisation. Cette analyse n'est pas utilisée pour l'inférence causale, mais elle confirme que le signal spécifique des IDE est faible lorsque l'on traite la colinéarité par régularisation.

Tableau 10 : Robustesse des résultats de la spécification parcimonieuse

Spécification	N	β IDE	p IDE	β urbanisation	p urbanisation	R ² ajusté	Conclusion
M3 principal	33	0,000202	0,168	0,01727	< 0,001	0,949	IDE non significatif
Exclusion de 1994	32	0,000281	0,068	0,01742	< 0,001	0,950	IDE marginal à 10 %
Exclusion des années influentes	29	0,000011	0,921	0,02013	< 0,001	0,977	IDE non significatif
Sous-période 2000-2022	23	-0,008307	0,414	0,01912	< 0,001	0,916	IDE non significatif
IDE retardés d'un an	32	-0,000002	0,991	0,01746	< 0,001	0,945	IDE non significatif
Ridge standardisé, modèle saturé	33	0,007	n.a.	0,587	n.a.	n.a.	Signal IDE très faible

Note : les années influentes selon le seuil 4/N sont 1994, 2020, 2021 et 2022. Pour la ridge, le paramètre de pénalisation retenu est $\alpha = 1,995$; les coefficients sont standardisés et ne sont pas accompagnés de p-values.

Source : Élaboration de l'auteur.

5. Discussion

5.1. Lecture des hypothèses et portée des résultats

Les résultats conduisent à une conclusion plus nuancée que celle suggérée par la seule corrélation en niveau. H1 est soutenue dans la relation bivariée : les IDE marocains sont positivement et significativement associés à l'IDH. Toutefois, H2 n'est pas confirmée, car le coefficient des IDE devient non significatif lorsque l'urbanisation et les conditions macroéconomiques sont introduites dans la spécification parcimonieuse. H3 n'est pas davantage soutenue : les variations passées des IDE n'améliorent pas la prévision des variations de l'IDH au sens de Granger.

Cette configuration indique que les IDE marocains s'inscrivent dans une phase générale de transformation du Sénégal, mais que leur effet direct ne peut pas être isolé avec robustesse à partir de 33 observations annuelles agrégées. La forte significativité du modèle bivarié reflète vraisemblablement une partie de la coévolution de long terme. La disparition de l'effet dans les modèles conditionnels et en différences montre que l'interprétation causale initiale serait excessive.

5.2. Interprétation économique du coefficient bivarié

Le coefficient de M1 mérite une interprétation économique précise. Pour de grands flux positifs, une hausse d'une unité de $\text{asinh}(\text{IDE})$ correspond approximativement à une augmentation de 171,8 pour cent du niveau des IDE. Au niveau moyen observé dans l'échantillon, soit environ 453,7 millions de dollars, une unité supplémentaire de $\text{asinh}(\text{IDE})$ correspond à une hausse d'environ 779,5 millions de dollars. Le coefficient de 0,00279 implique alors, dans le seul modèle bivarié, une hausse associée de 0,00279 point de l'IDH.

Cette variation représente environ 1,9 pour cent de l'augmentation totale de l'IDH observée entre 1990 et 2022, qui est de 0,146 point. Cet ordre de grandeur n'est pas négligeable, mais il ne doit pas être extrapolé comme un rendement causal des IDE. Le coefficient disparaît dans la spécification parcimonieuse et change même de signe lorsqu'une tendance temporelle explicite est introduite. La portée pratique du résultat réside donc davantage dans la mise en évidence d'une coévolution que dans l'estimation d'un effet structurel stable.

5.3. Contribution à la théorie de la croissance endogène et aux IDE Sud-Sud

La théorie de la croissance endogène prévoit que les IDE peuvent stimuler la productivité par les transferts de technologie, le capital humain et les externalités de connaissance (Romer, 1990 ; Borensztein et al., 1998). Les résultats ne réfutent pas ces mécanismes, mais ils montrent qu'ils ne se traduisent pas nécessairement par un coefficient direct et autonome sur l'IDH à l'échelle macro-temporelle. Ils sont compatibles avec une logique de complémentarité : les IDE peuvent contribuer à une dynamique de transformation dont les résultats sociaux dépendent de l'urbanisation, de la structure productive, du financement et des politiques publiques.

La contribution à la littérature sur les IDE Sud-Sud est également une contribution de nuance. La proximité entre pays du Sud et l'expansion des multinationales émergentes peuvent faciliter les relations économiques, mais elles ne constituent pas un mécanisme automatique de développement humain. La dyade Maroc-Sénégal illustre la nécessité d'étudier la qualité des liens locaux, la répartition sectorielle des investissements et les canaux de transmission plutôt que de supposer qu'une hausse des flux bilatéraux produit mécaniquement une hausse du bien-être.

5.4. Ancrage dans la relation spécifique Maroc-Sénégal

L'interprétation doit être reliée à la nature des investissements marocains au Sénégal. La présence de groupes marocains dans les services financiers, dont CBAO au sein d'Attijariwafa bank, donne un contenu concret au canal d'intermédiation financière. La littérature sur l'entrée bancaire étrangère suggère que la concurrence et l'efficacité peuvent s'améliorer, mais les effets sur les petites entreprises, les ménages et l'inclusion financière dépendent des conditions d'accès, de la segmentation du marché et de la réglementation (Claessens et al., 2001).

Le résultat central de l'article ne permet donc pas d'affirmer que les investissements bancaires marocains n'ont pas d'effet. Il indique plutôt que les flux d'IDE agrégés disponibles ne permettent pas d'identifier cet effet sur l'IDH. Une analyse sectorielle fondée sur les crédits aux PME, la densité des agences, l'inclusion financière, les emplois formels et les investissements productifs serait nécessaire pour isoler le canal bancaire. Cette distinction répond directement au risque d'incohérence entre un discours sur les IDE bancaires et une variable empirique d'IDE total.

5.5. Urbanisation, chômage et multicolinéarité

L'urbanisation est la variable la plus robuste des modèles de niveau. Dans la spécification parcimonieuse, une hausse d'un point de pourcentage du taux d'urbanisation est associée à une augmentation d'environ 0,0173 point de l'IDH. Ce coefficient ne doit pas être interprété comme un effet causal mécanique, car l'urbanisation et l'IDH évoluent tous deux de façon tendancielle. Il indique néanmoins que la transformation spatiale, la concentration des infrastructures et l'accès aux services sont étroitement liés à la trajectoire du développement humain.

Le coefficient positif du chômage dans le modèle saturé est économiquement contre-intuitif et ne peut pas être interprété comme un effet favorable du chômage. Trois explications sont plausibles. Premièrement, le taux de chômage est fortement collinéaire avec d'autres variables tendancielle du modèle saturé, ce qui rend les coefficients instables. Deuxièmement, la transition structurelle et l'urbanisation peuvent s'accompagner d'un chômage urbain mesuré plus élevé alors que l'IDH s'améliore. Troisièmement, la mesure du chômage dans une économie à forte informalité ne saisit pas complètement la sous-utilisation de la main-d'œuvre. Le fait que ce coefficient ne soit pas utilisé dans la spécification parcimonieuse évite d'en tirer une conclusion normative erronée.

6. Implications de politique économique et managériales

Premièrement, les politiques bilatérales devraient déplacer l'attention du seul volume des IDE vers la qualité des retombées locales. Les accords et dispositifs de coopération entre le Maroc et le Sénégal peuvent inclure des objectifs mesurables de contenu local, de formation, de transfert de compétences, de développement de fournisseurs sénégalais et de création d'emplois formels. Une augmentation des flux sans mécanismes de diffusion ne garantit pas une amélioration de l'IDH.

Deuxièmement, la forte association avec l'urbanisation suggère de mieux articuler l'investissement étranger avec les politiques urbaines. Les investissements dans les services financiers, les infrastructures, l'industrie et l'immobilier devraient être coordonnés avec l'accès au transport, à la santé, à l'éducation, au logement et au numérique. L'objectif n'est pas d'accélérer l'urbanisation pour elle-même, mais de convertir la concentration des activités en gains d'accessibilité et de productivité inclusifs.

Troisièmement, la présence bancaire marocaine peut être mobilisée comme levier de développement à condition que les canaux soient suivis. Des indicateurs bilatéraux pourraient mesurer le financement des PME, les prêts productifs, l'inclusion financière, la couverture territoriale, la digitalisation, le coût du crédit et les partenariats avec les fournisseurs locaux. Une telle évaluation permettrait de distinguer l'expansion du bilan bancaire d'un véritable effet de développement.

Quatrièmement, la qualité des données doit devenir un objectif institutionnel de la coopération. La mise à disposition de séries bilatérales annuelles stables, ventilées par secteur, type d'opération et destination, renforcerait fortement l'évaluation des politiques. L'Office des Changes, les institutions sénégalaises compétentes et les banques centrales pourraient harmoniser les métadonnées et documenter les révisions afin de réduire l'incertitude de mesure. Enfin, les résultats soutiennent une logique de complémentarité. Les IDE peuvent être utiles lorsqu'ils s'insèrent dans des politiques de développement humain, de formation, de productivité, d'infrastructures et de finance inclusive. Ils ne doivent pas être considérés comme un substitut aux investissements publics, aux institutions ou au développement du tissu productif local.

7. Limites de la recherche et perspectives

La première limite est la taille de l'échantillon. Trente-trois observations annuelles réduisent la puissance des tests de racine unitaire, limitent le nombre de retards utilisables et rendent les modèles riches en variables particulièrement fragiles. La seconde limite tient aux résultats mixtes de stationnarité. L'IDH, l'urbanisation et le chômage sont fortement persistants, ce qui impose de traiter les modèles de niveau comme des associations et non comme des preuves causales.

La troisième limite est la multicollinéarité sévère du modèle saturé. Même si une spécification parcimonieuse et une ridge sont proposées, l'interdépendance des transformations structurelles empêche d'isoler parfaitement chaque canal. La quatrième limite est l'endogénéité potentielle. Les tests de Granger ne montrent pas de causalité temporelle significative, mais ils ne résolvent pas toutes les formes de causalité inverse, de variables omises ou de simultanéité.

La cinquième limite concerne la fiabilité de la série bilatérale des IDE marocains. Les compilations peuvent être affectées par des révisions, des changements de couverture et l'absence de ventilation sectorielle constante. La sixième limite est l'usage d'un indicateur agrégé de développement humain. L'IDH ne permet pas de distinguer les effets sur la santé, l'éducation, les revenus, les inégalités ou l'emploi. Enfin, les résultats de stabilité montrent

qu'une rupture autour de l'année 2000 est marginale au seuil de 10 pour cent, ce qui suggère que des régimes historiques différents peuvent exister.

Les recherches futures peuvent suivre quatre voies précises. Premièrement, un panel bilatéral annuel entre le Maroc et l'ensemble de ses principaux partenaires subsahariens permettrait d'augmenter la puissance statistique et de contrôler l'hétérogénéité non observée. Deuxièmement, une approche difference-in-differences pourrait exploiter les dates d'expansion de groupes bancaires marocains comme chocs quasi-expérimentaux, sous réserve de disposer de groupes de comparaison crédibles. Troisièmement, des données sectorielles et microéconomiques permettraient d'étudier directement l'emploi, le crédit aux PME, les fournisseurs locaux et l'inclusion financière. Quatrièmement, des séries plus longues ouvriraient la voie à des modèles dynamiques ARDL, VECM ou à des méthodes d'instrumentation mieux adaptées à l'endogénéité.

8. Conclusion

Cette étude a examiné la relation entre les IDE marocains vers le Sénégal et le développement humain sur la période 1990-2022. La contribution principale consiste à distinguer une coévolution positive en niveau d'un effet autonome robuste. Le modèle bivarié montre une association positive et significative entre $\text{asinh}(\text{IDE})$ et l'IDH, mais cette relation disparaît dans la spécification parcimonieuse, n'est pas confirmée dans le modèle en différences et ne se traduit pas par une causalité de Granger significative.

L'urbanisation constitue le déterminant le plus robuste dans les modèles de niveau. Ce résultat montre que les IDE doivent être compris dans un système plus large de transformation structurelle, d'accès aux services, de développement financier et de politiques publiques. La présence économique marocaine, notamment dans la banque, peut constituer un canal de contribution au développement, mais les données agrégées disponibles ne permettent pas d'isoler ce mécanisme.

La conclusion scientifique est donc volontairement prudente. Les IDE marocains apparaissent comme une composante complémentaire de la transformation du Sénégal, et non comme un déterminant autonome dont l'effet sur l'IDH serait directement identifiable à partir de 33 observations annuelles. Pour maximiser les retombées, les politiques bilatérales devraient privilégier le contenu local, les transferts de compétences, le financement productif, l'inclusion financière et la production de données sectorielles comparables.

Cette prudence n'affaiblit pas la portée de l'étude ; elle en constitue la principale contribution. En intégrant stationnarité, colinéarité, causalité, stabilité et robustesse, l'analyse montre qu'une relation positive apparente peut être largement absorbée par des tendances structurelles communes. Les travaux futurs devront approfondir cette question au moyen de panels bilatéraux, de données sectorielles, de méthodes quasi-expérimentales et de mesures plus fines du bien-être.

Références

- (1). Aitken, B. J., & Harrison, A. E. (1999). Do domestic firms benefit from direct foreign investment? Evidence from Venezuela. *American Economic Review*, 89(3), 605-618. <https://doi.org/10.1257/aer.89.3.605>
- (2). Alfaro, L., Chanda, A., Kalemli-Ozcan, S., & Sayek, S. (2004). FDI and economic growth: The role of local financial markets. *Journal of International Economics*, 64(1), 89-112. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(03\)00081-3](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(03)00081-3)
- (3). Asiedu, E. (2006). Foreign direct investment in Africa: The role of natural resources, market size, government policy, institutions and political instability. *The World Economy*, 29(1), 63-77. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2006.00758.x>

- (4). Attijariwafa bank. (2023). Financial Report 2023. Attijariwafa bank Group.
- (5). Aykut, D., & Ratha, D. (2004). South-South FDI flows: How big are they? *Transnational Corporations*, 13(1), 149-176.
- (6). Beck, T., Levine, R., & Loayza, N. (2000). Finance and the sources of growth. *Journal of Financial Economics*, 58(1-2), 261-300. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(00\)00072-6](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(00)00072-6)
- (7). Bellemare, M. F., & Wichman, C. J. (2020). Elasticities and the inverse hyperbolic sine transformation. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 82(1), 50-61. <https://doi.org/10.1111/obes.12325>
- (8). Blalock, G., & Gertler, P. J. (2008). Welfare gains from foreign direct investment through technology transfer to local suppliers. *Journal of International Economics*, 74(2), 402-421. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2007.05.011>
- (9). Borensztein, E., De Gregorio, J., & Lee, J. W. (1998). How does foreign direct investment affect economic growth? *Journal of International Economics*, 45(1), 115-135. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(97\)00033-0](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(97)00033-0)
- (10). Breusch, T. S. (1978). Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17(31), 334-355.
- (11). Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica*, 47(5), 1287-1294. <https://doi.org/10.2307/1911963>
- (12). Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*, 37(2), 149-192.
- (13). Buckley, P. J., Clegg, L. J., Cross, A. R., Liu, X., Voss, H., & Zheng, P. (2007). The determinants of Chinese outward foreign direct investment. *Journal of International Business Studies*, 38(4), 499-518. <https://doi.org/10.1057/palgrave.jibs.8400277>
- (14). Chow, G. C. (1960). Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, 28(3), 591-605. <https://doi.org/10.2307/1910133>
- (15). Claessens, S., Demirgüç-Kunt, A., & Huizinga, H. (2001). How does foreign entry affect domestic banking markets? *Journal of Banking & Finance*, 25(5), 891-911. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(00\)00102-3](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(00)00102-3)
- (16). De Mello, L. R. (1997). Foreign direct investment in developing countries and growth: A selective survey. *Journal of Development Studies*, 34(1), 1-34. <https://doi.org/10.1080/00220389708422501>
- (17). Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431. <https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- (18). Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- (19). Godfrey, L. G. (1978). Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, 46(6), 1293-1301. <https://doi.org/10.2307/1913829>
- (20). Gohou, G., & Soumaré, I. (2012). Does foreign direct investment reduce poverty in Africa and are there regional differences? *World Development*, 40(1), 75-95. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2011.05.014>
- (21). Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438. <https://doi.org/10.2307/1912791>

- (22). Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6(3), 255-259. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(80\)90024-5](https://doi.org/10.1016/0165-1765(80)90024-5)
- (23). Javorcik, B. S. (2004). Does foreign direct investment increase the productivity of domestic firms? In search of spillovers through backward linkages. *American Economic Review*, 94(3), 605-627. <https://doi.org/10.1257/0002828041464605>
- (24). Kosack, S., & Tobin, J. (2006). Funding self-sustaining development: The role of aid, FDI and government in economic success. *International Organization*, 60(1), 205-243. <https://doi.org/10.1017/S0020818306060097>
- (25). Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)
- (26). Meyer, K. E. (2004). Perspectives on multinational enterprises in emerging economies. *Journal of International Business Studies*, 35(4), 259-276. <https://doi.org/10.1057/palgrave.jibs.8400084>
- (27). Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55(3), 703-708. <https://doi.org/10.2307/1913610>
- (28). Office des Changes. (2024). Séries statistiques : investissements directs marocains à l'étranger, flux nets par pays. Royaume du Maroc. <https://www.oc.gov.ma/fr/etudes-et-statistiques/series-statistiques>
- (29). Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- (30). Programme des Nations Unies pour le développement. (2024). Human Development Report 2023/2024. United Nations Development Programme.
- (31). Ramsey, J. B. (1969). Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*, 31(2), 350-371.
- (32). Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(5, Part 2), S71-S102. <https://doi.org/10.1086/261725>
- (33). Sen, A. (1999). *Development as Freedom*. Oxford University Press.
- (34). Shapiro, S. S., & Wilk, M. B. (1965). An analysis of variance test for normality. *Biometrika*, 52(3-4), 591-611. <https://doi.org/10.1093/biomet/52.3-4.591>
- (35). Soumaré, I., & Tchana Tchana, F. (2015). Causality between FDI and financial market development: Evidence from emerging markets. *The World Bank Economic Review*, 29(Suppl. 1), S205-S216.
- (36). UNCTAD. (2006). *World Investment Report 2006: FDI from Developing and Transition Economies, Implications for Development*. United Nations.
- (37). Wooldridge, J. M. (2020). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (7th ed.). Cengage.
- (38). World Bank. (2026). *World Development Indicators [database]*. Data extracted for 1990-2022 and accessed 9 July 2026. World Bank.