

L'impact de la digitalisation de l'administration publique sur l'attraction des investissements directs étrangers

Étude économétrique du cas du Maroc

The impact of public administration digitalization on attracting foreign direct investment: An econometric study of the case of Morocco.

Auteur 1 : AABI Taoufik.

AABI Taoufik, Laboratoire de Recherche en Energie-finance-Economie Internationale, Comportementale, de l'environnement et Entreprenariat, Maître de conférences
Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales de Marrakech, , Université Cadi Ayyad , Maroc

Déclaration de divulgation : L'auteur n'a pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude.

Conflit d'intérêts : L'auteur ne signale aucun conflit d'intérêts.

Pour citer cet article : AABI Taoufik (2026) « L'impact de la digitalisation de l'administration publique sur l'attraction des investissements directs étrangers Étude économétrique du cas du Maroc », African Scientific Journal « Volume 03, Num 36 » pp: 2745 – 2766.



DOI : 10.5281/zenodo.21108199
Copyright © 2026 – ASJ



Résumé

La digitalisation des administrations publiques s'est imposée, au cours de la dernière décennie, comme une composante de la compétitivité institutionnelle des États et, partant, de leur capacité à attirer les flux d'investissements directs étrangers (IDE). Cet article propose un cadre théorique et économétrique destinés à analyser, dans le cas du Maroc, l'effet de la digitalisation de l'administration publique sur l'attractivité du territoire pour le capital étranger. En mobilisant conjointement le paradigme éclectique de Dunning (OLI), l'économie néo-institutionnelle (North, 1990 ; Williamson, 1985) et la théorie des coûts de transaction, nous formulons l'hypothèse centrale selon laquelle la digitalisation administrative agit comme un avantage de localisation (location advantage) en réduisant les coûts de transaction administratifs, l'asymétrie d'information et l'incertitude institutionnelle qui pèsent sur la décision d'implantation des firmes multinationales. Sur le plan empirique, l'étude mobilise des séries temporelles marocaines (2003-2024), et propose un dispositif d'estimation fondé sur l'approche ARDL à retards échelonnés (Pesaran, Shin & Smith, 2001), complétée par une analyse de causalité au sens de Granger. Les résultats obtenus ne valident pas l'effet positif de la digitalisation sur les flux d'IDE, la relation de long terme et le sens de causalité au sens de Granger. Conjuguée à un résultat de modération statistiquement fort mais de signe inattendu. Ces résultats ne doivent pas être interprétés comme une infirmation du cadre théorique, mais comme des révélateurs des conditions, sous lesquelles l'effet de la digitalisation administrative sur l'attractivité peut ou non être statistiquement détecté au niveau macroéconomique agrégé marocain.

Mots clés : digitalisation de l'administration publique ; gouvernement numérique ; investissements directs étrangers ; attractivité territoriale ; qualité institutionnelle.

Abstract

Over the past decade, the digitalization of public administrations has become a key component of states' institutional competitiveness and, consequently, their ability to attract foreign direct investment (FDI). This article proposes a theoretical and econometric framework to analyze, in the case of Morocco, the effect of public administration digitalization on the country's attractiveness to foreign capital. By jointly employing Dunning's eclectic paradigm (OLI), neo-institutional economics (North, 1990; Williamson, 1985), and transaction cost theory, we formulate the central hypothesis that administrative digitalization acts as a location advantage by reducing administrative transaction costs, information asymmetry, and institutional uncertainty that influence multinational firms' location decisions. Empirically, the study utilizes Moroccan time series data (2003-2024) and proposes an estimation method based on the ARDL approach with staggered lags (Pesaran, Shin & Smith, 2001), supplemented by a Granger causality analysis. The results obtained do not validate the positive effect of digitalization on FDI flows, the long-term relationship, or the direction of Granger causality. This is coupled with a statistically strong moderation result of an unexpected sign. These results should not be interpreted as refuting the theoretical framework, but rather as revealing the conditions under which the effect of administrative digitalization on attractiveness can or cannot be statistically detected at the aggregate Moroccan macroeconomic level.

Keywords : public-administration digitalisation; digital government; foreign direct investment; territorial attractiveness; institutional quality.

Introduction

L'investissement direct étranger (IDE) représente pour les pays en développement une source majeure pour stimuler le processus de développement économique et social. Au-delà des ressources monétaires, l'IDE véhicule des transferts technologiques et de compétences, l'intégration des chaînes de valeur mondiales et la création d'emplois. Les pays en développement ont par conséquent très largement intégré les firmes multinationales dans leurs stratégies de développement, multipliant les mesures destinées à les attirer. Néanmoins, la théorie économique de développement éclaire que ces externalités positives ne sont ni automatiques ni inconditionnelles. Elles se matérialisent selon la capacité d'absorption de l'économie d'accueil qui dépend du capital humain, du développement financier et de la qualité de l'environnement institutionnel et administratif.

La théorie économique s'est intéressée depuis longtemps aux déterminants d'IDE sans trouver vraiment une théorie de l'investissement direct étranger unifiée et consensuelle. Ainsi, l'IDE peut être abordé selon différentes approches : la théorie de la firme, la théorie du commerce international, la théorie de localisation, l'économie industrielle ou encore l'économie institutionnelle. Chacune des approches cherche à donner des soubassements théoriques à la base des IDE.

Cette absence d'une théorie universelle sur les déterminants des IDE rend le lien entre les théories et les analyses empiriques sur la localisation de l'IDE n'est généralement pas très étroit. Plusieurs variables tant industrielles, commerciales qu'institutionnelles sont utilisées pour expliquer l'IDE, certaines sont souvent significatives, alors que d'autres le sont moins.

Dans ce contexte, l'attractivité du territoire du pays d'accueil est considérée un objectif largement partagé, mais dont la réalisation suppose la réalisation de plusieurs déterminants dont la digitalisation administrative représente une composante émergente et encore insuffisamment abordée. Le Maroc offre un cas d'analyse particulièrement crucial pour étudier le lien entre digitalisation administrative et IDE. Le pays s'est engagé dans la modernisation et la numérisation des services publics portées par le Ministère de la Transition Numérique et de la Réforme de l'Administration et l'Agence de Développement du Digital. Cet engagement s'est accompagné d'une refonte du dispositif dédié à l'investissement, réformes des centres régionaux d'investissement, déploiement de plateformes telles que le guichet unique de commerce extérieur PortNet, le portail CRI-Invest, nouvelle charte d'investissement et création de l'Agence Marocaine de Développement des Investissements et des Exportations (AMDIE), rend le Maroc comme l'une des principales destinations de l'IDE en Afrique.

L'accroissement des flux d'IDE au Maroc coïncidé chronologiquement avec l'essor de l'administration numérique mérite d'étudier empiriquement la relation causale entre ces deux phénomènes. La littérature internationale a souvent étudié les déterminants institutionnels de l'IDE, mais la dimension spécifiquement numérique de la qualité institutionnelle reste un objet de recherche important surtout pour les pays d'Afrique du Nord. La problématique centrale de cette étude s'annonce ainsi :

Dans quelle mesure la digitalisation de l'administration publique influence-t-elle l'attraction des IDE au Maroc ?

Partant de là, l'objectif de cette recherche est d'étudier la relation statistique, de court et de long terme, entre la digitalisation de l'administration publique et les IDE entrant au Maroc ainsi que la relation causale entre eux tout en vérifiant si la qualité institutionnelle et le capital humain conditionnent-ils l'effet de la digitalisation sur l'attractivité.

Cette recherche s'inscrit dans une approche positiviste, car elle vise à expliquer et à mesurer l'effet de la digitalisation de l'administration publique sur les flux d'IDE au Maroc à partir de données quantitatives et de méthodes économétriques. Elle adopte aussi une démarche hypothético-déductive. Les hypothèses, fondées sur les théories économiques et la littérature, sont testées empiriquement au moyen d'un modèle ARDL afin d'identifier les relations de court terme, de long terme et le sens de causalité entre les variables.

L'article est structuré en trois sections. La première section expose une revue de littérature concernant théories de l'IDE, concepts de digitalisation de l'administration publique ainsi que la relation entre les deux. La deuxième section contextualise le cas du Maroc. Enfin, la troisième section présente la méthodologie et les résultats de l'étude empirique.

1. Revue de littérature

1.1 Théories explicatives de l'investissement direct étranger

Les déterminants de l'IDE varient selon les secteurs, les pays d'accueil ou les pays investisseurs. Le paradigme éclectique de Dunning (OLI) constitue un cadre référentiel pour l'analyse des déterminants de l'IDE. Il stipule que la firme choisit l'IDE pour pénétrer un marché étranger lorsqu'elle réunit simultanément trois avantages : avantages spécifiques d'une firme (Ownership) qui lui permettent de surpasser les coûts occasionnés par le marché ; des avantages de localisation (Location) propres au pays d'accueil ; et les avantages d'internalisation (Internalization) qui permettent à la firme de se distinguer et de l'emporter sur ses concurrents grâce à son organisation interne. Traditionnellement, l'avantage L est expliqué par les ressources naturelles, la taille du marché ou le coût des intrants. Dunning et Lundan

(2008) ont enrichi cet avantage en intégrant explicitement la dimension institutionnelle dans le paradigme OLI, montrant que la qualité du cadre institutionnel du pays d'accueil constitue un avantage de localisation à part entière. C'est précisément dans le prolongement de cette extension institutionnelle que s'inscrit notre hypothèse selon laquelle l'administration numérique modifie l'avantage de localisation perçu par les investisseurs étrangers.

La théorie néo-institutionnelle de Douglass North définit les institutions comme « les règles du jeu » structurant les interactions économiques et réduisant l'incertitude. Elle explique le développement économique par la capacité des institutions à réduire l'incertitude, à encadrer les droits de propriété et à minimiser les coûts de transaction. Les études empiriques de Globerman et Shapiro (2002) et de Bénassy-Quéré, Coupet et Mayer (2007) et la méta-analyse de Bailey (2018) ont confirmé que la qualité institutionnelle représente un déterminant robuste d'IDE, dont l'effet est souvent supérieur à des variables macroéconomiques traditionnelles.

La théorie des coûts de transactions fondé par les travaux de Coase (1937) et approfondi par Williamson (1985, 2000), fournit le micro-fondement le plus direct de notre argument. Elle stipule que les transactions impliquant un échange de ressources ont un coût que les entreprises doivent minimiser déterminant ainsi ses frontières et conditionne son choix de localisation. Or l'administration présente une source importante de coûts de transactions pour l'investisseur étranger par la multiplicité des autorisations, obscurité des règles, délais d'instruction et coûts informels.

Enfin, les théories de l'avantage comparatif et les approches du commerce international stipulent que l'IDE est expliqué dans un contexte de spécialisation et de la division internationale de la production. Dans ce sens, l'efficacité administrative d'un territoire devient une source d'avantage comparatif construit capable de minimiser les frictions le long des chaînes de valeur mondiales.

Le tableau 1 résume les apports de ces théories à l'analyse du lien entre digitalisation et IDE

| Cadre théorique | Auteurs de référence | Apport à l'étude digitalisation administrative- IDE |
|------------------------------|---------------------------------------|------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| Paradigme éclectique OLI | Dunnin (1988), Dunnin & Lundan (2008) | Avantage localisation L représenté par digitalisation |
| Théorie néo-institutionnelle | North (1990), Kaufmann & al (2011) | Consolidation des institutions formelles, réduire l'incertitude |
| Coût de transaction | Coase (1937), Williamson (1985) | Réduire les coûts et gain du temps administratif |
| Commerce international | Vernon (1966), Markusen (1995) | Construction d'un avantage comparatif via la digitalisation afin de fluidifier les chaînes de valeur |

Source : Auteur

1.2 Le concept de digitalisation de l'administration publique

La littérature sur la digitalisation de l'administration publique se spécifie par une polysémie conceptuelle qu'il importe de clarifier. Le concept d'e-government renvoie, au début, à l'utilisation des TIC par les institutions pour la délivrance des services publics (Layne & Lee, 2001 ; West, 2004). Quatre phases déterminent la maturation selon le modèle séquentiel de Layne et Lee à savoir : catalogage (information en ligne), transaction (effectuer des démarches en ligne), intégration verticale (interconnexion des niveaux administratifs) et intégration horizontale (guichet unique). Ce modèle fréquemment utilisé a fait objet de critiques par son caractère linéaire et technocentré (Heeks & Bailur, 2007) donnant naissance à une vision plus avancée qui marque un déplacement paradigmatique de la numérisation de services existants (e-gouvernement) à une transformation numérique complète de l'administration (digital government) (Mergel et al 2019).

Le concept de smart government étend cette évolution en intégrant les données massives et l'intelligence artificielle dans un écosystème de gouvernement anticipateur et prédictif afin d'améliorer l'efficacité des administrations, de renforcer la transparence et de fournir des services publics innovants centrés sur le citoyen. Enfin, le concept élargi de la gouvernance numérique est définie par Janowski (2015) comme l'ensemble des transformations des modes de coordination entre acteurs publics, privés et citoyens que rend possible la numérisation. Pour

raison de mesurabilité, la définition retenue dans cette étude est centrée sur la dématérialisation des services et des procédures administratives telle que la capture l'EGDI et ses sous indices considéré comme la référence la plus utilisée pour la quantification de la maturité numérique des administrations.

1.3 Synthèse de la littérature

La relation entre digitalisation administrative et IDE peut être décomposée en différents canaux de transmission, dont l'impact est documenté de façon hétérogène dans la littérature. Le premier canal et le plus direct, relève de la réduction des coûts administratifs. Les travaux de Chei (2003) et de Gholami, Lee et Heshmati (2006) ont montré un lien empirique entre diffusion d'internet, infrastructures TIC et flux d'IDE, considérant la connectivité numérique comme déterminant de localisation distinct.

Le deuxième canal concerne l'asymétrie d'information. La digitalisation administrative, via les portails d'information et les guichets uniques numérique, réduit cette asymétrie en rendant les règles, les procédures et les opportunités du territoire d'accueil transparentes et accessibles. Andersen (2009) ; Bertot et al (2010) ont montré que l'administration numérique restreint les opportunités de corruption en supprimant les interactions de guichet, sources privilégiés des actions informelles.

Le dernier canal concerne la simplification administrative au sens large. Cette simplification ne se limite pas à la mise en ligne des services mais elle nécessite des institutions adaptées, un environnement réglementaire favorable et des compétences appropriés désignés par la Banque mondiale (2016) de « compléments analogiques ». Sans réforme administrative substantielle, la digitalisation risque de placer une couche technologique à des processus intemporel donnant lieu à ce que Heeks (2006) qualifie d'échecs partiels de l'e-government.

Plusieurs travaux (Buchanan, Le & Rishi, 2012 ; Asongu & Odhiambo, 2020) convergent vers la thèse d'un effet positif de la qualité institutionnelle et de maturité numérique sur l'attractivité des IDE, néanmoins d'autres travaux contredisent cette thèse. Certains relèvent un effet non significatif ou même négatif de la digitalisation sur l'IDE, mentionnant que l'effet est conditionné par des facteurs complémentaires (Heeks, 2006, Banque mondiale 2016). D'autres annoncent un problème d'endogénéité et de causalité inverse montrant que les pays les plus attractifs disposeraient des ressources nécessaires pour investir dans le numérique sans que la causalité s'oriente nécessairement de la digitalisation vers l'IDE.

Ces travaux existants présentent certaines caractéristiques. Ils utilisent les analyses transversales ou en panel à large échelle, au détriment de cas nationales approfondies tenant

compte des spécificités institutionnelles locales. Ils mobilisent souvent des indicateurs agrégés de gouvernance sans isoler la dimension purement numérique de la qualité institutionnelle. Enfin, ces travaux mesurent rarement les canaux de transmission, se contentant d'établir des corrélations réduites sans élucider les mécanismes.

2. Le contexte marocain : digitalisation administrative et dynamique des IDE

2.1 Digitalisation administrative au Maroc

La politique numérique nationale s'est déroulée en plusieurs cycles stratégiques successifs. Lancé en 2009, le Plan Maroc Numeric 2013 a tracé les premiers repères du numérique visant une intégration amplifiée et largement diffusée des technologies d'information au niveau de tous les acteurs de la société : Etat, administrations, entreprises et citoyens. En 2016, le Maroc a mis « la stratégie Maroc Digital 2020 » visant à Mettre en ligne 50 % des démarches administratives, dynamiser le secteur du numérique et de l'offshoring et réduire la fracture numérique. L'agence de développement du digital (ADD) a ensuite structuré la feuille de route « Digital Morocco 2025 » pour dématérialisation des parcours administratifs prioritaires (citoyens et entreprises) dans une logique de "zéro papier" et formation de dizaines de milliers de jeunes talents dans les métiers du numérique. En 2024, la stratégie numérique nationale est incarnée par le plan « **Maroc Digital 2030** », qui vise à faire du Royaume un hub digital africain. Ses objectifs principaux incluent la création de 240 000 emplois directs, la dématérialisation de 80 % des démarches administratives et de la contribution du numérique au PIB.

Cette succession de plans s'est accompagnée des réformes de simplification administrative. La loi 55-19 de 2020 relative à la simplification des procédures administratives redéfinit profondément la relation entre l'administration et l'utilisateur en instaurant des principes de transparence, de confiance et de délai. La mise en place de la plateforme Idarati et du portail des procédures administratives éclairent cette dynamique. Parallèlement, le Maroc a profondément remanié son dispositif institutionnel dédié à l'investissement. L'Agence marocaine de développement des investissements et des exportations (AMDIE), fusion de nombreux organismes, se charge de la mise en œuvre de la stratégie nationale en matière de promotion et d'accompagnement de l'investissement.

Sur le plan numérique, diverses plateformes structurantes illustrent cette attention particulière. Le portail CRI-Invest dématérialise le dépôt et le traitement des dossiers d'investissements auprès des commissions régionales unifiées d'investissement. Le portail national de l'investissement centralise les règles, les démarches et le suivi des projets. Le guichet unique

du commerce extérieur PortNet dématérialise, orchestre et intègre toutes les procédures d'importation et d'exportation pour les opérateurs économiques.

Tous ces efforts de numérisation administrative et réforme du cadre de l'investissement ont progressé le classement mondial de l'administration électronique marocaine. Selon les éditions successives de l'enquête des Nations Unies sur l'administration électronique, l'EGDI ,qui mesure la maturité numérique des services publics, s'est inscrit dans une dynamique ascendante plaçant le Maroc au 90 rang mondial sur 193 pays. Sur le plan des flux d'IDE, le Maroc s'est positionné comme une plateforme mondiale. Sous l'impulsion des plans d'accélération industrielle, les IDE se sont massivement orientés vers les secteurs à forte valeur ajoutée, principalement l'industrie automobile et l'aéronautique. Les IDE ont atteint un flux net de 28,4 milliards de dirhams à fin 2025, affichant une hausse spectaculaire de 73% sur quatre ans. Cette coïncidence temporelle constatée entre l'exploration de la digitalisation administrative et l'afflux des IDE sera étudiée empiriquement dans la section suivante.

3 Méthodologie de travail et résultats

3.1 Méthodologie

Afin d'analyser la relation existante entre digitalisation administrative et IDE, nous avons développé des hypothèses reliées explicitement aux fondements théoriques et empiriques exposés dans la revue de littérature :

H1 : La digitalisation de l'administration publique a un effet positif et significatif sur l'entrée des IDE au Maroc. Cette hypothèse vient du paradigme OLI dans la mesure où la maturité numérique de l'administration est considérée comme avantage de localisation qui augmente l'attractivité du territoire.

H2 : Le capital humain et l'ouverture modèrent positivement la relation digitalisation et IDE. Cette hypothèse stipule la capacité d'absorption et des compléments analogiques (Banque mondiale 2016).

H3 : Il existe une relation de cointégration entre digitalisation et IDE.

H4 : La causalité au sens de Granger, s'oriente de la digitalisation vers les IDE.

La validation empirique de ces hypothèses requiert la construction d'un modèle économétrique qui articule les apports théoriques cités précédemment. La variable dépendante du modèle est constituée des flux d'IDE entrants, mesurés en pourcentage du PIB afin de neutraliser l'effet de taille. La variable explicative capturant la digitalisation administrative est représentée par l'indice EGDI des Nations Unies, indicateur composite de référence de la maturité de l'administration électronique.

Quant aux variables de contrôles, on retient les principaux déterminants classiques de l'IDE Conformément à la littérature :

- Taille du marché représentée par le \ln PIB
- Stabilité macroéconomique représentée par le taux d'inflation
- L'ouverture commerciale représentée par la somme des exportations et importations rapportée au PIB.
- Le capital humain représenté par le taux de scolarisation au secondaire
- Qualité de gouvernance représentée par l'indicateur des Worldwide Governance Indicators de Kaufmann WGI.

L'étude repose sur des données de séries temporelles annuelles couvrant la période 2003 -2024. Ce choix temporel résulte d'un arbitrage entre la disponibilité de données numériques cohérentes et la nécessité d'une profondeur historique suffisante pour l'analyse de cointégration. Les données proviennent de sources institutionnelles reconnues : la Banque mondiale, Haut Commissariat au Plan (HCP) et la CNUCED et des enquêtes des Nations Unies sur l'administration électronique (EGDI). La fréquence bisannuelle de l'EGDI impose une interpolation linéaire des années manquantes.

L'approche ARDL constitue le cadre économétrique retenu pour estimer la relation entre digitalisation administrative et IDE. Ce choix est justifié par la taille de l'échantillon disponible, la capacité de cette approche de traiter simultanément des variables intégrées d'ordre $I(0)$ et d'ordre $I(1)$ et d'estimer les relations de court terme et de long terme dans une spécification unifiée. La robustesse des résultats est subordonnée à une série de tests diagnostiques :

Tests de stationnarité

L'analyse de stationnarité a mobilisé les tests ADF (Dickey & Fuller, 1979), PP (Phillips & Perron, 1988) et le test KPSS (Kwiatkowski et al., 1992, logique inversée), utilisée ici en test de confirmation croisée. Les tests indiquent une configuration mixte $I(0)/I(1)$: l'IDE/PIB, l'EGDI, le $\ln(\text{PIB})$, l'ouverture commerciale et le capital humain apparaissent intégrés d'ordre 1, tandis que l'inflation et la gouvernance apparaissent stationnaires en niveau, $I(0)$. Aucune série ne révèle de signe d'intégration d'ordre 2. Cette configuration justifie l'utilisation du modèle ARDL.

Tableau 2 : Tests de stationnarité en niveau (constante, sans tendance)

| Variable | ADF (t-stat) | PP (t-stat) | KPSS (stat) | CV 5% (ADF/PP) | CV 5% (KPSS) | Conclusion |
|------------------|--------------|-------------|-------------|----------------|--------------|--------------------------------------------------------|
| IDE/PIB | -1.516 | -3.362 | 0.526 | -3.00 | 0.463 | I(1) (KPSS rejette H0 ; ADF ne rejette pas H0) |
| EGDI | 0.070 | 0.577 | 0.818 | -3.00 | 0.463 | I(1) — non stationnaire en niveau |
| ln(PIB) | -2.158 | -2.817 | 0.783 | -3.00 | 0.463 | I(1) — non stationnaire en niveau |
| Inflation | -3.229 | -3.136 | 0.163 | -3.00 | 0.463 | I(0) — stationnaire en niveau |
| Ouverture | -1.233 | -1.082 | 0.648 | -3.00 | 0.463 | I(1) — non stationnaire en niveau |
| Capital humain | -2.273 | -1.785 | 0.826 | -3.00 | 0.463 | I(1) — non stationnaire en niveau |
| Gouvernance (GE) | -2.150 | -2.251 | 0.274 | -3.00 | 0.463 | I(0) — stationnaire en niveau (ADF/PP/KPSS convergent) |

Note : valeurs critiques approchées (MacKinnon, modèle « constante »). ADF estimé avec 1 retard, PP avec correction de Newey-West (2 retards), KPSS avec 2 retards (Bartlett).

Tableau 3 : Tests de stationnarité en première différence

| Variable (D.) | ADF (t-stat) | PP (t-stat) | KPSS (stat) | Conclusion |
|---------------|--------------|-------------|-------------|----------------------------------------------------------------------------|
| D.IDE/PIB | -4.492 | -6.952 | 0.086 | Stationnaire -> IDE/PIB ~ I(1) |
| D.EGDI | -2.033 | -2.161 | 0.155 | ADF/PP proches du seuil ; KPSS confirme stationnarité en D. -> EGDI ~ I(1) |
| D.ln(PIB) | -3.034 | -4.740 | 0.339 | Stationnaire -> ln(PIB) ~ I(1) |

| | | | | |
|--------------------|--------|--------|-------|--------------------------------------------------------------------------|
| D.Inflation | -3.696 | -4.148 | 0.066 | Stationnaire (confirme I(0) en niveau, robuste) |
| D.Ouverture | -4.495 | -4.953 | 0.093 | Stationnaire -> Ouverture ~ I(1) |
| D.Capital humain | -1.082 | -1.926 | 0.392 | ADF/PP ne rejettent pas H0 en D. ; a traiter avec prudence (cf. limites) |
| D.Gouvernance (GE) | -8.227 | -4.235 | 0.311 | Stationnaire (confirme I(0) en niveau) |

Source : calculs de l'auteur

Test de multicollinéarité

Pour vérifier l'absence de colinéarité excessive entre régresseurs, le facteur d'influence de la variance (VIF) sera calculé pour chaque variable explicative ; une valeur supérieur au seuil conventionnel de 10 (ou de 5 selon une norme plus stricte) signalera un problème de multicollinéarité justifiant une re-spécification ou le recours à des techniques de régularisation. Le capital humain (VIF = 84,6) et l'EGDI (VIF = 45,6) présentent une colinéarité sévère lorsqu'ils sont introduits simultanément avec ln(PIB). Les trois variables partageant une trajectoire haussière de long terme sur la période étudiée. Le capital humain est par conséquent retiré du vecteur de long terme du modèle ARDL principal (il est réintroduit séparément sous forme de terme d'interaction pour le test de la modération H2, ci-après, où sa fonction est précisément de capter une interaction avec l'EGDI plutôt qu'un effet additif colinéaire).

Tableau 4 : Facteurs d'inflation de la variance (VIF), ensemble complet des régresseurs candidats

| Variable | VIF | Diagnostic |
|-----------------------|-------|--------------------------------------------------------------------|
| EGDI | 45.60 | VIF >> 10 : colinéarité sévère avec la tendance temporelle commune |
| ln(PIB) | 28.58 | VIF >> 10 : colinéarité sévère |
| Inflation | 2.78 | VIF < 5 : pas de problème |
| Ouverture commerciale | 10.73 | VIF proche du seuil de 10 : à surveiller |
| Capital humain | 84.59 | VIF très élevé : colinéarité sévère avec EGDI et ln(PIB) |
| Gouvernance (GE) | 1.74 | VIF < 5 : pas de problème |

Source : calculs de l'auteur.

Modèle ARDL à correction d'erreur (UECM) et test des bornes

On a mobilisé le test des bornes de Pesaran, Shin et Smith (2001) pour estimer simultanément à court terme et à long terme la relation entre digitalisation administrative (EGDI) et flux d'IDE, et tester l'hypothèse de cointégration H3.

Hypothèses statistiques (test des bornes). H0 : $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = 0$ (absence de relation de niveau / pas de cointégration) contre H1 : au moins un $\lambda_i \neq 0$ (existence d'une relation de cointégration). La statistique F conjointe est comparée aux bornes inférieures (I(0)) et supérieure (I(1)) tabulées par Pesaran et al. (2001).

$$\Delta IDE_t = \alpha_0 + \beta_1 \Delta EGDI_t + \sum \gamma_j \Delta X_{t-j} + \lambda_1 IDE_{t-1} + \lambda_2 EGDI_{t-1} + \lambda_3 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Suite au constat de sous-identification du modèle UECM complet à 6 régresseurs de long terme (n=20, k=14, R² ajusté négatif et test de Breusch-Godfrey fortement rejeté, LM=9,04, p=0,003), une procédure de réduction générale-à-spécifique (general-to-specific) a été appliquée, conformément à la clause de re-spécification après test de multicollinéarité. Le vecteur de long terme retenu pour le modèle ARDL principal est { EGDI, ln(PIB), Ouverture commerciale}, le capital humain ayant été retiré pour cause de colinéarité sévère et la gouvernance / inflation étant traitées séparément en robustesse (étant I(0), leur insertion dans le vecteur de cointégration de long terme n'est de toute façon pas appropriée au sens strict de la procédure ARDL).

Tableau 5 : Modèle ARDL(1,1,1,1) à correction d'erreur (UECM), variable dépendante D(IDE/PIB)

| Variable | Coefficient | Erreur-type | t-stat | P-value | Signif. |
|---------------------------|-------------|-------------|--------|---------|---------|
| Constante | 0.823 | 9.049 | 0.091 | 0.929 | |
| D(EGDI) _t | 3.205 | 15.417 | 0.208 | 0.839 | |
| D(lnPIB) _t | -0.552 | 2.531 | -0.218 | 0.831 | |
| D(Ouverture) _t | 0.005 | 0.017 | 0.279 | 0.785 | |
| IDE/PIB _{t-1} | -0.733 | 0.280 | -2.617 | 0.021 | à 5%. |
| EGDI _{t-1} | -2.653 | 4.745 | -0.559 | 0.586 | |
| lnPIB _{t-1} | 0.719 | 2.635 | 0.273 | 0.789 | |
| Ouverture _{t-1} | -0.019 | 0.032 | -0.587 | 0.567 | |

R² = 0,447 ; R² ajusté = 0,149 ; n = 21 (2004-2024 en différences). Source : calculs de l'auteur.

Tableau 6 : Test des bornes de Pesaran, Shin & Smith (2001) et diagnostics du modèle ARDL

| Statistique / Test | Valeur | Seuil critique (k=3) | Conclusion |
|-------------------------------------------------|--------------------|----------------------------------------------------------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| F-statistique (test des bornes) | 3.136 | I(0)=3,17 / I(1)=4,14 (10%) ; I(0)=3,79 / I(1)=4,85 (5%) | F < borne inférieure I(0) au seuil 10% -> non-rejet de H0 (absence de cointégration au sens strict du test des bornes sur ce vecteur) |
| Coefficient ECT (IDE/PIB _{t-1}) | -0.733 (p=0.021) | Attendu : négatif et significatif | Significatif et négatif : vitesse d'ajustement de ~73% par an si une relation de long terme existait |
| Durbin-Watson | 1.328 | ~2 attendu | Indication d'autocorrélation résiduelle positive |
| Breusch-Pagan (hétéroscédasticité) | LM=7.07, p=0.421 | p>0.05 = non-rejet H0 | Homoscédasticité non rejetée |
| Breusch-Godfrey, 1 retard (autocorrélation) | LM=6.90, p=0.009 | p>0.05 = non-rejet H0 | H0 rejetée : autocorrélation des résidus détectée |
| Breusch-Godfrey, 2 retards | LM=6.91, p=0.032 | p>0.05 = non-rejet H0 | H0 rejetée : autocorrélation confirmée |
| VIF (vecteur long terme EGDI, lnPIB, Ouverture) | 5.09 / 6.54 / 2.82 | <10 | Multicolinéarité résiduelle modérée (EGDI, lnPIB) |

Source : calculs de l'auteur.

La statistique F du test des bornes (3,136) se situe en deçà de la borne inférieure I(0) même au seuil de 10 % (3,17), ce qui conduit, au sens strict du critère de Pesaran et al. (2001), à accepter l'hypothèse nulle d'absence de relation de cointégration sur le vecteur {IDE/PIB, EGDI, ln(PIB), Ouverture} tel qu'estimé sur la présente base de données. H3 n'est donc pas validée par ce test sur l'échantillon actuel. Ce résultat doit toutefois être interprété avec une prudence accrue pour trois raisons: (i) la taille d'échantillon (n≈20-21) est nettement inférieure aux tailles usuelles pour lesquelles les tables de Pesaran et al. ont été simulées, ce qui dégrade la puissance du test des bornes ; (ii) le coefficient du terme de correction d'erreur (ECT) est néanmoins négatif et statistiquement significatif (-0,733, p=0,021), ce qui constitue en soi un indice, bien que non suffisant isolément, compatible avec un mécanisme de retour à l'équilibre ; (iii) le test de Breusch-Godfrey signale une autocorrélation résiduelle non résolue, qui doit être traitée (allongement des retards ARDL, ce que la faible taille d'échantillon ne permet pas ici) avant toute conclusion définitive. La conclusion empirique prudente, à ce stade et avec les données disponibles, est donc : H3 n'est pas corroborée de façon robuste, mais le signe et la

significativité de l'ECT laissent la question ouverte et justifient une réplication avec une base de données validée et, si possible, élargie.

Coefficients de long terme implicites (ratio $-\beta/\lambda$, à titre indicatif compte tenu du non-rejet de H_0 au test des bornes) : EGDI = -3,62 ; $\ln(\text{PIB}) = 0,98$; Ouverture = -0,026. Le signe négatif du coefficient de long terme de l'EGDI, contre-intuitif au regard de H_1 , doit être interprété conjointement avec sa non-significativité ($p=0,586$ pour EGDI_{t-1}) : il ne permet pas, en l'état, de conclure à un effet négatif robuste de la digitalisation sur les IDE, mais il ne corrobore pas davantage H_1 sur cet échantillon.

Causalité de Granger et procédure de Toda-Yamamoto (H4)

Pour voir si la causalité s'oriente de l'EGDI vers l'IDE et non l'inverse, l'hypothèse est testée par une statistique F de Wald sur les coefficients des retards de la variable explicative dans un modèle VAR bivarié.

Tableau 7 : Tests de causalité de Granger (VAR bivarié, séries en différences premières)

| Hypothèse nulle (H_0) | Retards | F-stat | p-value | Décision (seuil 10%) |
|---------------------------|---------|--------|---------|----------------------|
| EGDI ne cause pas IDE/PIB | 1 | 1.469 | 0.242 | Non-rejet de H_0 |
| IDE/PIB ne cause pas EGDI | 1 | 0.242 | 0.629 | Non-rejet de H_0 |
| EGDI ne cause pas IDE/PIB | 2 | 1.668 | 0.224 | Non-rejet de H_0 |
| IDE/PIB ne cause pas EGDI | 2 | 0.484 | 0.626 | Non-rejet de H_0 |

Tableau 8 : Procédure de Toda-Yamamoto (1995), VAR en niveaux augmenté ($p=1$, $d_{\max}=1$)

| Hypothèse nulle (H_0) | F-stat | p-value | Décision (seuil 10%) |
|-------------------------------------------------------|--------|---------|----------------------|
| EGDI ne cause pas IDE/PIB (TY, $p=1$, $d_{\max}=1$) | 1.015 | 0.330 | Non-rejet de H_0 |

Source : calculs de l'auteur.

Ni le test de Granger standard (différences premières, 1 et 2 retards) ni la procédure augmentée de Toda-Yamamoto ne rejettent l'hypothèse nulle d'absence de causalité, dans aucun des deux sens, sur la période 2003-2024. H_4 qui prévoit une causalité orientée de la digitalisation vers les IDE n'est donc pas corroborée empiriquement sur cet échantillon : on n'observe ni causalité $\text{EGDI} \rightarrow \text{IDE}$, ni causalité inverse $\text{IDE} \rightarrow \text{EGDI}$. Ce résultat non significatif ne contredit pas nécessairement la thèse théorique, mais peut signaler (i) un déficit de puissance statistique lié à la taille de l'échantillon ($n=20-21$), (ii) une relation dont la matérialisation requiert des décalages temporels plus longs que ceux testables ici (par exemple un effet de l'EGDI sur les IDE à horizon de 3 à 5 ans, non identifiable avec seulement 1-2 retards annuels sur 22

observations), ou (iii) l'absence, sur la période et avec les proxies retenus, d'un canal de causalité directe détectable au niveau macroéconomique agrégé.

Termes d'interaction — modération par le capital humain et l'ouverture (H2)

Tester si le capital humain et l'ouverture commerciale modèrent positivement la relation entre EGDI et IDE revient à tester les hypothèses statistiques dans le modèle suivant :

$$IDE = a + b_1 \cdot EGDI_c + b_2 \cdot Z_c + b_3 \cdot (EGDI_c \times Z_c) + \varepsilon$$

(Z = capital humain ou ouverture, variables centrées), H0 : $b_3 = 0$ (absence de modération) contre H1 : $b_3 \neq 0$, avec attente théorique $b_3 > 0$ si H2 est corroborée.

Tableau 9 : Modération par le capital humain (variables centrées)

| Variable | Coefficient | Erreur-type | t-stat | p-value | Signif. |
|-------------------------|-------------|-------------|--------|---------|---------|
| EGDI (centré) | 14.324 | 5.916 | 2.421 | 0.026 | ** |
| Capital humain (centré) | -0.186 | 0.064 | -2.914 | 0.009 | *** |
| EGDI × Capital humain | -0.348 | 0.090 | -3.864 | 0.001 | *** |

$R^2 = 0,535$. *** significatif à 1% ; ** significatif à 5%.

Tableau 10 : Modération par l'ouverture commerciale (variables centrées)

| Variable | Coefficient | Erreur-type | t-stat | p-value | Signif. |
|---------------------|-------------|-------------|--------|---------|---------|
| EGDI (centré) | -3.119 | 1.735 | -1.797 | 0.089 | * |
| Ouverture (centrée) | -0.006 | 0.027 | -0.214 | 0.833 | |
| EGDI × Ouverture | -0.121 | 0.135 | -0.899 | 0.381 | |

$R^2 = 0,333$. * significatif à 10%.

Source : calculs de l'auteur.

Le terme d'interaction EGDI et Capital humain est statistiquement significatif ($p = 0,001$) mais de signe négatif (-0,348), à l'opposé du signe attendu par H2. Cette estimation indique que, sur la période et avec les données mobilisées, l'effet marginal de l'EGDI sur l'IDE/PIB serait d'autant plus faible (voire négatif) que le niveau de capital humain est élevé contrairement à la thèse des « compléments analogiques ». Le terme d'interaction EGDI × Ouverture n'est, pour sa part, pas statistiquement significatif ($p = 0,381$). H2 n'est donc pas corroborée par les données dans sa formulation initiale (modération positive). Trois lectures sont possibles et doivent être discutées : (i) un problème de colinéarité résiduelle, l'EGDI et le capital humain partageant une tendance temporelle commune marquée (tableau 4), de sorte que le terme d'interaction capture en partie une non-linéarité de tendance plutôt qu'une véritable modération structurelle ; (ii) au-delà d'un certain niveau de capital humain, les gains marginaux de la digitalisation administrative pourraient décroître (rendements décroissants), les compétences les plus

qualifiées étant déjà mobilisées par des canaux alternatifs d'attractivité ; (iii) un artefact lié à la faible taille d'échantillon et à la nature approximative de la série de capital humain.

Stabilité des coefficients — test CUSUM

La stabilité temporelle des coefficients de long terme du modèle ARDL sera vérifiée par les tests CUSUM et CUSUM carré. H_0 : les coefficients du modèle sont stables sur l'ensemble de la période (la somme cumulée des résidus récurrents standardisés reste à l'intérieur des bornes critiques à 5%) contre H_1 : instabilité structurelle (sortie des bornes).

Tableau 11 : Test CUSUM (résidus récurrents standardisés, modèle ARDL parcimonieux)

| Indicateur | Valeur |
|---------------------------------------------------|--------------------------------------------------------------------------------------------|
| Nombre de points récurrents | 12 |
| Plage des sommes cumulées (CUSUM) | -2,98 a -9,28 |
| Borne critique approchée (5%, Brown-Durbin-Evans) | +/- 3,28 |
| Conclusion | Sortie des bornes critiques a partir du point 4-5 -> instabilité des coefficients détectée |

Source : calculs de l'auteur.

Le test CUSUM signale une instabilité des coefficients du modèle ARDL parcimonieux : la somme cumulée des résidus récurrents sort des bornes critiques de manière persistante. Ce résultat est cohérent avec l'autocorrélation résiduelle détectée par le test de Breusch-Godfrey (tableau 6). La relation entre digitalisation et IDE pourrait ne pas être stable sur l'ensemble de la période, mais évoluer par régimes, hypothèse qui mériterait un test de rupture endogène (Zivot-Andrews ou Bai-Perron) en complément. L'instabilité détectée renforce la prudence déjà recommandée dans l'interprétation du test des bornes et constitue un argument supplémentaire en faveur d'une réplique sur données validées, le cas échéant restreintes à une sous-période post-rupture (par exemple 2010-2024, correspondant à l'accélération de la stratégie « Maroc Numeric » puis « Maroc Digital 2030 »).

Résultats et discussion

Le tableau 12 synthétise les résultats empiriques obtenus par l'application économétrique pour valider les quatre hypothèses de recherche (H_1 - H_4) :

Tableau 12 : Synthèse de la validation empirique des hypothèses H1-H6

| Hypothèse | Test mobilisé | Résultat obtenu | Statut empirique |
|------------------------------------------------|-------------------------------------------------------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------------------------------------|
| H1 : Effet direct positif EGDI -> IDE | Coefficient ARDL de long terme (EGDI _{t-1}) | Coefficient de long terme implicite négatif (-3,62) et non significatif (p=0,586) | Non corroborée (ni rejet formel, le test des bornes ne validant pas de relation de long terme) |
| H2 : Moderation par capital humain / ouverture | Termes d'interaction (EGDI x KH ; EGDI x OUV) | Interaction EGDI x KH significative mais de signe opposé à l'attendu (-0,348, p=0,001) ; interaction EGDI x OUV non significative (p=0,381) | Non corroborée dans sa formulation initiale ; signe inverse à investiguer |
| H3 : Cointégration EGDI / IDE | Test des bornes ARDL (Pesaran et al., 2001) | F=3,136 < borne inférieure I(0) (3,17 à 10%) ; ECT négatif et significatif (-0,733, p=0,021) | Non corroborée au sens strict du test des bornes ; signal partiel (ECT) à clarifier |
| H4 : Causalité de Granger EGDI -> IDE | Granger (1,2 retards) + Toda-Yamamoto | Aucune causalité significative détectée, dans aucun sens (p > 0,22 dans tous les cas) | Non corroborée sur cet échantillon |

Source : synthèse de l'auteur

L'hypothèse centrale de cette étude est que la digitalisation administrative pourrait influencer positivement l'attractivité du territoire pour les IDE. L'application numérique ne permet, à ce stade et avec les données mobilisées, de corroborer statistiquement cette thèse. Plusieurs éléments de discussion méritent toutefois d'être mis en avant.

Premièrement, le coefficient du terme de correction d'erreur (ECT = -0,733, significatif à 5 %) constitue, malgré le non-rejet de H0 au test des bornes, un signal qui ne doit pas être écarté trop rapidement : un ECT négatif et significatif, dans une spécification où la variable dépendante répond à des écarts par rapport à une combinaison linéaire des régresseurs retardés, est généralement interprété comme un indice de retour vers un équilibre. Ce résultat ne contredit nécessairement pas la thèse, mais pourrait signaler un déficit de compléments analogiques modérant l'effet potentiel. Dans ce sens, le résultat obtenu ici peut être lu comme : la relation entre EGDI et IDE n'est, sur la période 2003-2024 et avec un échantillon de 22 observations annuelles, ni clairement absente (l'ECT suggère une dynamique d'ajustement), ni clairement établie au sens d'une cointégration formelle. Ce qui appelle une réplique sur données affînées plutôt qu'une conclusion tranchée dans un sens ou dans l'autre.

Deuxièmement, l'absence de causalité de Granger détectée dans les deux sens peut être expliquée par la possibilité de l'évolution indépendante au niveau macroéconomique agrégé

des deux séries sans que cela infirme l'existence de canaux microéconomiques ou sectoriels plus fins. La digitalisation administrative marocaine a suivi, sur la période, une tendance de progression continue et largement anticipée par les pouvoirs publics (stratégies « Maroc Numeric 2013 » puis « Maroc Digital 2030 »), tandis que les flux d'IDE ont connu une dynamique davantage pilotée par des facteurs sectoriels exogènes (automobile, aéronautique, énergies renouvelables). Ainsi, le modèle appliqué à des données nationales agrégées, n'a pas la résolution nécessaire pour détecter de tels effets différenciés.

Troisièmement, le résultat le plus net obtenu par cette application numérique concerne H2. L'interaction EGDI et capital humain est statistiquement très significative ($p = 0,001$), mais de signe négatif. Si ce résultat se confirmait avec une mesure validée du capital humain, il constituerait une découverte empirique notable, potentiellement plus riche que la simple non-validation de H2. Il suggérerait que la digitalisation administrative profite proportionnellement davantage à l'attractivité dans un contexte de capital humain plus faible parce qu'elle se substitue, dans une certaine mesure, à un déficit de compétences administratives humaines en automatisant et en standardisant les procédures (la dématérialisation réduit les coûts de transaction précisément là où l'intermédiation humaine était la plus coûteuse ou la moins fiable). Cette piste interprétative, qui inverserait la lecture conventionnelle de la thèse des « compléments analogiques », mérite d'être creusée, sous réserve de la robustesse du résultat à une mesure de capital humain validée.

Quatrièmement, l'instabilité des coefficients détectée par le test CUSUM, conjuguée à l'asymétrie marquée de la série d'inflation (choc 2022-2023), suggère que la relation digitalisation-IDE pourrait ne pas être linéaire ni stable sur l'ensemble de la période 2003-2024, mais traverser des régimes distincts possiblement avant et après l'accélération de la stratégie numérique marocaine à partir du milieu des années 2010. Une estimation sur sous-périodes, ou un modèle à rupture endogène, constitue une extension naturelle du travail.

Conclusion

Cet article a proposé un cadre théorique et un modèle économétrique pour étudier l'effet de la digitalisation de l'administration publique marocaine sur l'attraction des investissements directs étrangers. La revue de littérature a établi que la maturité numérique de l'administration peut être conceptualisée comme un avantage de localisation institutionnel, au sens du paradigme OLI enrichi par l'économie néo-institutionnelle et la théorie des coûts de transaction. La contextualisation du cas marocain a éclairci une tendance de réformes numériques cohérente, articulée à une refonte ambitieuse du dispositif d'attraction des investissements.

Sur le plan théorique, l'article contribue à l'enrichissement du sous-ensemble institutionnel du paradigme OLI en y intégrant explicitement la dimension numérique de l'avantage de localisation. Il propose une articulation cohérente entre théorie de la firme multinationale, économie institutionnelle et littérature sur le gouvernement numérique, jusqu'ici développées de manière limitée. Cette intégration conceptuelle constitue un apport susceptible de structurer un programme de recherche plus large sur les déterminants numériques de l'attractivité.

Sur le plan méthodologique, l'article élabore un modèle d'estimation rigoureux et adapté aux contraintes spécifiques du cas marocain (faible profondeur des séries, fréquence bisannuelle de l'EGDI, ruptures structurelles). Le cadre conceptuel a formalisé quatre hypothèses, reliant l'administration numérique aux flux d'IDE par l'intermédiaire de mécanismes transactionnels et institutionnels, sous condition de compléments analogiques. La méthodologie a privilégié l'approche ARDL couvrant la période 2003 - 2024, complétée par les tests de cointégration et de causalité de Granger.

Les résultats obtenus ne valident pas l'effet positif de la digitalisation sur les flux d'IDE (H1), la relation de long terme (H3) et le sens de causalité au sens de Granger (H4). Conjugée à un résultat de modération (H2) statistiquement fort mais de signe inattendu. Ces résultats ne doivent pas être interprétés comme une infirmation du cadre théorique (paradigme OLI institutionnel, théorie des coûts de transaction, économie néo-institutionnelle), mais comme des révélateurs des conditions (taille d'échantillon, qualité et granularité des données, période d'analyse, mesure du capital humain), sous lesquelles l'effet de la digitalisation administrative sur l'attractivité peut ou non être statistiquement détecté au niveau macroéconomique agrégé marocain. Le principe directeur de l'article « numériser mieux » plutôt que « numériser davantage » trouve ici un écho empirique : ce n'est pas le niveau de l'EGDI en tant que tel, mais son interaction avec les autres dimensions du capital institutionnel (capital humain,

gouvernance, ouverture), qui semble porter l'essentiel du signal statistique détectable, fût-il de signe contre-intuitif.

BIBLIOGRAPHIE

Agence de développement du digital (ADD). (2020). *Note d'orientations générales pour le développement du digital au Maroc à l'horizon 2025*. Rabat : Royaume du Maroc.

Bailey, N. (2018). Exploring the relationship between institutional factors and FDI attractiveness: A meta-analytic review. *International Business Review*, 27(1), 139–148.

Banque mondiale. (2016). *Rapport sur le développement dans le monde 2016 : les dividendes du numérique*. Washington, DC : Banque mondiale.

Banque mondiale. (2021). *World Development Report 2021: Data for Better Lives*. Washington, DC: World Bank.

Banque mondiale. (2022). *GovTech Maturity Index 2022: Trends in Public Sector Digital Transformation*. Washington, DC: World Bank.

Banque mondiale. (2024). *Business Ready (B-READY) 2024*. Washington, DC: World Bank.

Bénassy-Quéré, A., Coupet, M., & Mayer, T. (2007). Institutional determinants of foreign direct investment. *The World Economy*, 30(5), 764–782.

Buchanan, B. G., Le, Q. V., & Rishi, M. (2012). Foreign direct investment and institutional quality: Some empirical evidence. *International Review of Financial Analysis*, 21, 81–89.

Choi, C. (2003). Does the internet stimulate inward foreign direct investment? *Journal of Policy Modeling*, 25(4), 319–326.

CNUCED. (2023). *World Investment Report 2023: Investing in Sustainable Energy for All*. Genève : Nations Unies.

Daude, C., & Stein, E. (2007). The quality of institutions and foreign direct investment. *Economics & Politics*, 19(3), 317–344.

Dunning, J. H., & Lundan, S. M. (2008a). Institutions and the OLI paradigm of the multinational enterprise. *Asia Pacific Journal of Management*, 25(4), 573–593.

Dunning, J. H., & Lundan, S. M. (2008b). *Multinational Enterprises and the Global Economy* (2^e éd.). Cheltenham : Edward Elgar.

Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276.

Gholami, R., Lee, S.-Y. T., & Heshmati, A. (2006). The causal relationship between information and communication technology and foreign direct investment. *The World Economy*, 29(1), 43–62.

- Gil-Garcia, J. R., Dawes, S. S., & Pardo, T. A. (2018). Digital government and public management research: Finding the crossroads. *Public Management Review*, 20(5), 633–646.
- Globerman, S., & Shapiro, D. (2002). Global foreign direct investment flows: The role of governance infrastructure. *World Development*, 30(11), 1899–1919.
- Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2011). The Worldwide Governance Indicators: Methodology and analytical issues. *Hague Journal on the Rule of Law*, 3(2), 220–246.
- Ministère de la Transition numérique et de la Réforme de l'administration. (2024). *Stratégie « Maroc Digital 2030 »*. Rabat : Royaume du Maroc.
- Nations Unies, Département des affaires économiques et sociales (UN DESA). (2022). *United Nations E-Government Survey 2022: The Future of Digital Government*. New York : Nations Unies.
- Nations Unies, Département des affaires économiques et sociales (UN DESA). (2024). *United Nations E-Government Survey 2024: Accelerating Digital Transformation for Sustainable Development*. New York : Nations Unies.
- OCDE. (2014). *Recommendation of the Council on Digital Government Strategies*. Paris : Éditions OCDE.
- OCDE. (2020). *Digital Government Index: 2019 results* (OECD Public Governance Policy Papers). Paris : Éditions OCDE.
- OCDE. (2023). *Government at a Glance 2023*. Paris : Éditions OCDE.
- 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.