



Université Cheikh Anta Diop
de Dakar



Université Mohammed VI Polytechnique

ACTES DE LA 3^e CONFÉRENCE ÉCONOMIQUE INTERNATIONALE DE DAKAR
(CEID)

*Transition énergétique et égalité des genres : Catalyser le changement en
Afrique par des politiques de développement inclusives*

Université Cheikh Anta Diop de Dakar – Sénégal, 30 et 31 mai 2024

Qualité des institutions et volatilité des investissements directs étrangers en Afrique

Landry Arnold YOUNI POUEPI

Doctorant, Laboratoire de recherches sur les Institutions et la Croissance (LINC)
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion (FASEG)
Université Cheikh Anta Diop (UCAD), Dakar, Sénégal

François Joseph CABRAL

Professeur titulaire des Universités, LINC
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion (FASEG)
Université Cheikh Anta Diop (UCAD), Dakar, Sénégal

Résumé : L'objectif de cet article est d'apprécier l'effet de la qualité des institutions sur la volatilité des investissements directs étrangers (IDE) en Afrique. À partir d'un échantillon de 30 pays, nous avons estimé un modèle dynamique en données de panel par la méthode Autorégressif Distributed Lag (ARDL) avec l'estimateur Pooled Mean Group (PMG), sur la période allant de 2002 à 2020. Nos résultats montrent, d'une part, qu'à long terme la qualité des institutions a un effet négatif et significatif sur la volatilité des IDE, et d'autre part, le degré d'ouverture économique, les infrastructures, l'investissement domestique et les ressources naturelles ont également des influences négatives sur la fluctuation des IDE. Ces résultats invitent les autorités politiques africaines à entreprendre une réforme institutionnelle, car elle va permettre de réduire la volatilité des IDE.

Mots-clés : qualité des institutions, volatilité des IDE, Afrique, ARDL, PMG.

Les idées et opinions exprimées dans les textes publiés dans les actes de la CEID n'engagent que leurs auteurs et ne représentent pas nécessairement celles de l'UCAD ou de ses partenaires. Aussi, les erreurs et lacunes subsistantes de même que les omissions relèvent de la seule responsabilité des auteurs.

Introduction

Les IDE procurent trois avantages aux économies des pays hôtes. D'abord, ils sont considérés comme un catalyseur de croissance. À ce titre, ils contribuent à la réduction du chômage et apportent aux pays d'accueil, des ressources financières supplémentaires pour relancer leur activité économique. Ensuite, ils favorisent la compétitivité des entreprises locales grâce aux transferts de technologie en améliorant leur efficacité. Enfin, ils concourent à l'insertion harmonieuse des pays dans la mondialisation. Leur impact positif sur l'intégration économique de ces pays, permet l'extension du marché (Devarajan et Fengler, 2013).

Au cours des deux dernières décennies, l'Afrique a enregistré des entrées importantes d'IDE. Celles-ci y étaient évaluées à 1,58% du Produit Intérieur Brut (PIB) en 2000. Elles ont atteint 3,16% du PIB en 2021. Cette progression est caractérisée par une forte volatilité. Le continent a attiré 1,58% du PIB en 2000, 2,23% du PIB en 2002, 3,38% du PIB en 2009, 2,13% du PIB en 2011, 1,79% du PIB en 2017 et 3,16% du PIB en 2021 (CNUCED, 2022). Il est généralement admis que la volatilité des flux d'IDE suit l'évolution des cours des matières premières. La volatilité des IDE est considérée comme les fluctuations des entrées des IDE (Nkoa et Song, 2018). Elle est analysée dans la littérature économique sous l'angle de ses déterminants et de son rôle sur la croissance économique. Les études relatives aux facteurs explicatifs, soulignent l'effet de la qualité des institutions.

Selon la Banque Mondiale (WGI, 2022), une analyse des indicateurs de gouvernance en Afrique ces deux dernières décennies, met en exergue trois principales catégories de pays. Le premier groupe est caractérisé par les pays ayant une bonne gouvernance, dont l'indice moyen fluctue entre 0,76 et 0,006 (Île Maurice, Botswana, Cap-Vert, Seychelles, Namibie, Afrique du Sud, Ghana). Le second groupe s'illustre par des pays ayant une gouvernance moyenne, avec un indice moyen proche de 0 (Tunisie, Sénégal, Lesotho, Sao Tome et Principe, Bénin, Maroc, Rwanda, etc.). Le troisième groupe est constitué de pays marqués par une mauvaise gouvernance, avec un indice supérieur à -1 ou à -2 (Angola, Guinée-Bissau, Guinée, Nigeria, Guinée Équatoriale, Burundi, etc.). Une analyse régionale révèle que l'Afrique Australe (-0,30) et l'Afrique de l'Ouest (-0,59) sont bien classées, tandis que l'Afrique de l'Est (-0,87), l'Afrique du Nord (-0,79) et l'Afrique Centrale (-1,06) présentent des indicateurs de gouvernance de faible qualité.

La littérature économique relative à l'analyse du lien entre la qualité des institutions et la volatilité des IDE dans les PED, semble très peu fournie et arrive à des résultats antagonistes. En effet, certains auteurs montrent qu'une mauvaise qualité des institutions affecte positivement la volatilité des IDE (Dago et Diaw, 2018 ; Nkoa et Song, 2018). D'autres postulent qu'une bonne qualité des institutions influence négativement la volatilité des IDE (Broto et al., 2011 ; Buchanan et al., 2012). Compte tenu de ce qui précède, il serait judicieux de savoir ce qu'il en est pour le continent africain. À cet égard, il convient de poser la question suivante : quel est l'effet de la qualité des institutions sur la volatilité des IDE en Afrique ?

L'objectif de ce travail de recherche est d'évaluer l'effet de la qualité des institutions sur la volatilité des IDE en Afrique. Ainsi, un indicateur composite de la qualité des institutions est calculé à l'aide de la méthode d'Analyse en Composante Principale (ACP). Cet indice permet d'appréhender l'effet global de la qualité des institutions. L'hypothèse pour répondre à la question posée est la suivante : la qualité des institutions diminue la volatilité des IDE en Afrique. Cette hypothèse est testée par la méthode ARDL avec l'estimateur PMG sur la période 2002-2020. Cette méthode permet de prendre en compte la dynamique de long et de court terme. Nous utilisons les données de la Banque Mondiale (WDI, 2022 ; WGI, 2022) de 30 pays africains.

Dans la suite de notre étude, nous présenterons une revue de la littérature (section 1). S'y ajoute l'approche méthodologique utilisée (section 2), ainsi que les résultats qui en découlent et leurs discussions (section 3).

1. Revue de la littérature

Les institutions ont une influence sur la volatilité des IDE. En tant que règles du jeu, elles façonnent les comportements des agents économiques (North, 1990). Elles définissent le cadre d'incitation et de sanction de la société, fournissent des informations sur les actions encouragées et découragées ainsi que les avantages et/ou coûts probables associés à de telles actions. L'amélioration de la qualité des institutions peut réduire la volatilité des IDE, ce qui rend l'environnement institutionnel crédible et attire davantage les IDE (Broto et al., 2011). Par contre, lorsque la qualité des institutions est mauvaise, elle peut accroître la volatilité des IDE, cela signifie un risque élevé pour investir. Ainsi, on peut enregistrer un désinvestissement. En se penchant sur les dimensions clés de la qualité des institutions expliquant la volatilité des IDE, on relève principalement : la corruption, la protection des droits de propriété, le régime politique, l'instabilité politique et la violence.

La corruption exerce une forte influence sur la volatilité des IDE. Elle engendre des coûts additionnels sous forme de pots-de-vin pour l'obtention des licences ou des permis gouvernementaux, qui accroissent significativement la volatilité des IDE (Zhao et al., 2003). En effet, dans un environnement économique corrompu, caractérisé par l'attrait du gain facile, les investisseurs étrangers perdent tout engouement de poursuivre leurs investissements. Toutefois, selon Huntington (1968) les pots-de-vin peuvent permettre de surmonter une bureaucratie excessivement centralisée, des tracasseries administratives et des délais importants dans la fourniture des biens publics. Ils pourraient donc permettre aux investisseurs étrangers d'accéder rapidement au marché. Aussi, une baisse du niveau de corruption dans le pays hôte réduit les fluctuations des IDE entrants (Wei, 2000).

S'agissant de la protection des droits de propriété, elle peut motiver les investisseurs directs étrangers à investir sur le long terme et par conséquent réduire la volatilité des IDE. Selon Romer (1990), les brevets peuvent servir de moteur à la création de connaissance, car ils incitent les acteurs de la recherche et du développement à faire des investissements nécessaires à la création de connaissances. Ce processus dépend fortement de la qualité des institutions (Tebaldi et Elmslie, 2013). En effet, les bonnes institutions contribuent à faciliter le processus d'enregistrement de nouveaux brevets, à diffuser des idées et à promouvoir la coopération entre chercheurs, à accélérer la diffusion des connaissances scientifiques, à réduire l'incertitude liée aux nouveaux projets, toute chose qui stimule les flux d'IDE entrants.

En ce qui concerne le régime politique, la démocratie grâce à ses caractéristiques, favorise les entrées des flux d'IDE et réduit la volatilité de ceux-ci. Selon Li et Resnick (2003), le régime démocratique et l'alternative de contre-pouvoir qu'elle offre, est une mesure incitative des IDE durables. Ainsi, le régime démocratique contrairement au régime autocratique, s'avère être un rempart des flux d'IDE. Cependant, certains auteurs s'opposent à cette thèse et relèvent que le régime autocratique est celui qui garantit le mieux les flux d'IDE. En effet, la rigidité des règles dans les pays démocratiques, augmente les contraintes auxquelles sont soumis les investisseurs étrangers, ce qui les incite à privilégier les régimes autoritaires où ils bénéficient le plus souvent des incitations financières et fiscales généreuses (Przeworski et Limongi, 1993). Pour Jensen (2003), les États démocratiques attirent autant les IDE que leurs homologues autoritaires.

L'instabilité socio-politique et la violence affectent négativement le fonctionnement de l'économie, et par voie de fait engendre des effets néfastes sur les flux d'IDE. Selon Schneider et Frey (1985), les manifestations, les grèves, les assassinats de personnalités, les coups d'États et les guerres civiles créent de l'incertitude chez les investisseurs étrangers, et les amènent à réaliser moins d'IDE. En ce sens que, une instabilité socio-politique et la violence affectent durablement le niveau et l'accès aux investisseurs étrangers. Elle induit ainsi une volatilité des flux d'IDE. En revanche, une stabilité politique adoubee de facteurs à l'instar de l'absence de conflits externes et internes, un environnement politico-économique favorable aux affaires attirent davantage les IDE (Chan et Gemayel, 2004).

Les études passées en revue sont des contributions importantes. Néanmoins, elles laissent entrevoir deux principales limites dont la prise en compte justifie l'apport de notre étude. La première limite est que bon nombre de travaux ont étudié les déterminants de la volatilité des IDE en considérant comme échantillon les pays développés. Or, les flux d'IDE en direction de l'Afrique sont très volatiles. L'Afrique demeure alors le champ privilégié d'une telle étude. La deuxième limite est d'ordre méthodologique. Elle concerne l'utilisation des moyennes sur cinq ans lorsque la base est non cylindrée au départ. Une telle approche peut donner lieu à des résultats relativement satisfaisants. Nous suggérons d'utiliser une base dictée par la disponibilité des données, pour chaque pays de l'échantillon et pour chaque variable retenue, il nous semble important de l'appliquer. Notre travail de recherche apporte des réponses à ces différentes limites à travers une analyse empirique.

2. Approche méthodologie

Dans cette section, nous présentons d'abord le modèle empirique, ensuite les sources de données et enfin la technique d'estimation utilisée.

2.1 Modèle empirique

Pour analyser l'effet de la qualité des institutions sur la volatilité des IDE en Afrique, nous utilisons un modèle empirique inspiré de Nkoa et Song (2018). La version compacte de ce modèle empirique est donnée par l'équation suivante :

$$VIDE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 VIDE_{i,t-1} + \sum_{k=2}^K \beta_k X_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Où $VIDE_{i,t}$ représente la volatilité des flux nets d'IDE entrants en pourcentage du PIB ;

$X_{i,t}$, le vecteur des variables explicatives ;

i , les individus (pays) ;

k , les paramètres ;

t , la dimension temporelle ;

β_0 , la constance ;

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K$, les coefficients des variables explicatives ;

μ_i , l'effet fixe à chaque pays ;

η_t , l'effet fixe temps ;

$\varepsilon_{i,t}$, le terme d'erreur.

Avec : $i = 1, \dots, N; k = 1, \dots, K$ et $t = 1, \dots, T$.

Les variables que nous utilisons dans ce travail de recherche sont issues de l'approche d'adaptation institutionnelle issue de l'école de l'intégration (Saskia et Morgan, 1998). Elles se présentent en deux groupes, à savoir la variable endogène et celles exogènes conformément à notre équation à estimer.

- La variable endogène

Dans la spécification du modèle, notre variable endogène est mesurée par la volatilité des flux nets d'IDE en pourcentage du PIB (Broto et al., 2011 ; Buchanan et al., 2012). Elle est captée par la variance des flux entrants d'IDE, d'après la formule suivante :

$$VIDE_{i,t} = \frac{\sum_{t=1}^T (IDE_{i,t} - \overline{IDE})^2}{n} \quad (2)$$

Avec \overline{IDE} étant la moyenne arithmétique simple des flux nets d'IDE du pays i sur l'ensemble de la période T . Cette volatilité des flux d'IDE sera mesurée dans notre travail de recherche par l'écart-type des flux nets des IDE en pourcentage du PIB (Nkoa et Song, 2018).

- Les variables exogènes

Dans le cadre de notre travail de recherche, les variables exogènes sont composées de la variable d'intérêt et des variables de contrôles.

- *La variable d'intérêt*

Dans le cadre de notre travail de recherche, nous retiendrons comme variable d'intérêt la qualité des institutions, qui est un indice composite agrégé à partir de l'ACP (annexe 2), conformément aux systèmes et aux réalités de l'environnement institutionnel des pays africains. Cet indice est constitué à partir des six indicateurs de la gouvernance à savoir : le contrôle de la corruption, l'État de droit, la qualité de la réglementation, la qualité du service public, la liberté d'expression, et la stabilité politique et l'absence de violence.

Le contrôle de la corruption : saisit le degré d'utilisation de l'autorité publique à des fins d'enrichissement personnel, y compris la grande et la petite corruption, ainsi que « la prise en otage » de l'État par les élites et les intérêts privés.

L'État de droit : mesure le degré de confiance qu'ont les citoyens dans les règles conçues par la société. Il s'agit notamment du respect des contrats, des compétences de la police et des tribunaux.

La liberté d'expression : mesure la manière dont les citoyens d'un pays participent au choix de leurs gouvernants. S'y ajoute la liberté d'expression, d'association et de presse.

La qualité de la réglementation : indique la capacité des pouvoirs publics à élaborer et appliquer des bonnes politiques et réglementations favorables au développement du secteur privé.

La qualité du service public : mesure la qualité du service public, les performances de la fonction publique et son niveau d'indépendance vis-à-vis des pressions politiques. C'est une variable qui apprécie aussi la crédibilité de l'engagement du gouvernement à l'égard de ses politiques.

La stabilité politique et absence de violence : donnent la perception de la probabilité d'une déstabilisation ou d'un renversement du gouvernement par des moyens non constitutionnels ou violents, y compris le terrorisme.

Sur la base des avis des experts de la Banque Mondiale, en charge des questions de gouvernance dans le monde. Chacun de ses six indicateurs de la gouvernance peuvent obtenir un score variant entre - 2,5 et +2,5 en fonction des pays. Un score élevé indique une bonne qualité de l'indicateur et un score bas, une mauvaise qualité.

En effet, l'ACP est une technique d'analyse des données qui nous permet dans le cadre de notre recherche, de classifier et de discriminer les pays en fonction du niveau institutionnel. Il permet aussi de calculer un indicateur composite de la qualité des institutions, qui sera mis en exergue dans la régression (Bobbo, 2018 ; Ouedraogo et al., 2020). Dès lors, notre indicateur composite institutionnel constitué des différents indicateurs individuels, se présente ainsi :

$$QI_{i,t} = \delta_k (CC_{i,t} + ED_{i,t} + LE_{i,t} + QR_{i,t} + QSP_{i,t} + SP_{i,t}) \quad (3)$$

Où $QI_{i,t}$ désigne l'indicateur composite de la qualité des institutions et δ_k représentant la valeur propre de chacune des composantes. Au regard de la littérature, nous attendons un signe positif pour le coefficient de cette variable.

○ *Les variables de contrôles*

Plusieurs études empiriques s'accordent sur la nécessité de considérer ; le degré d'ouverture économique, l'inflation, les infrastructures, l'investissement domestique et les ressources naturelles comme variables de contrôles dans la relation entre la qualité des institutions et la volatilité des IDE.

Le degré d'ouverture économique : est mesurée par le commerce extérieur. Le commerce extérieur en pourcentage du PIB est la valeur totale des exportations de biens et services additionnée à la valeur totale des importations de biens et services. Le signe négatif est celui attendu du coefficient de cette variable.

L'inflation : est appréhendé par la variation annuelle en pourcentage de l'indice des prix à la consommation. Il est utilisé pour approximer la stabilité macroéconomique. Dans une économie, l'instabilité macroéconomique augmente le niveau d'incertitude rencontré par les investisseurs étrangers et réduit en conséquence leur niveau de confiance, fait pouvant décourager les IDE. On s'attend à ce que la corrélation entre la volatilité des IDE et le taux d'inflation soit positive.

Les infrastructures : sont mesurées par le nombre de lignes téléphoniques pour 100 habitants dans un pays. En effet, les pays avec un grand nombre de lignes téléphoniques disposent aussi de meilleures routes, des aéroports et ports modernes, un accès facile à l'internet et aux approvisionnements en eau et en électricité (Komlan, 2006). Nous attendons un signe négatif du coefficient de cette variable.

L'investissement domestique : capté par la formation brute de capital fixe en pourcentage du PIB. L'investissement intérieur d'un pays, est également un déterminant pour le montant d'investissement étranger, qu'il est susceptible de recevoir. Plus l'investissement domestique d'un pays est important, plus l'investissement étranger peut être élevé dans la mesure où l'environnement commercial du pays d'accueil favorise l'essor des investissements nationaux. En présence d'asymétrie d'information, l'investissement intérieur sert de signal de l'état de l'économie hôte aux investisseurs étrangers (Buchanan et al., 2012). Le signe négatif est celui attendu du coefficient de cette variable.

Les ressources naturelles : sont approximées par les rentes totales des produits pétroliers, gaziers, forestiers et miniers en pourcentage du PIB (Asiedu et Lien, 2011b). La disponibilité des ressources naturelles influe sur les IDE. Le signe attendu de cette variable est négatif.

2.2 Source des données

Les données sont issues de la WDI (2022) pour les variables macroéconomiques, et de la WGI (2022) pour la variable qualité des institutions. L'étude porte sur trente pays africains dont la liste figure en annexe 1. La période retenue est 2002-2020. Les statistiques descriptives et la matrice de corrélation des variables d'analyse sont contenues dans les annexes 3 et 4. Les corrélations entre les différentes variables d'analyse ne sont pas assez élevées pour provoquer de sérieux problèmes de multicollinéarité.

2.3 Technique d'estimation

En économétrie, on différencie les modèles à coefficients de pente homogènes et les modèles à coefficients de pente hétérogènes. Ainsi, si le postulat des coefficients de pente homogènes dans un modèle est vérifié, celui-ci peut-être régressé par des techniques d'estimations standard, notamment les méthodes OLS regroupées (POLS), les méthodes à effets fixes (FE) ou les GMM. Par contre, la présence des coefficients de pente hétérogènes dans un modèle, plébiscite l'usage d'estimateurs Mean

Group (MG) de Pesaran et Smith (1995), Pooled Mean Group (PMG) et Dynamic Fixed Effects (DFE) de Pesaran et al. (1999).

La relation entre les différentes variables du modèle spécifié, peut être écrite sous la forme d'un modèle en données de panel dynamique suivant :

$$\begin{aligned} \Delta VIDE_{i,t} = & \beta_{i0} + \phi_i VIDE_{i,t-1} + \beta_{i1} QI_{i,t-1} + \beta_{i2} DO_{i,t-1} + \beta_{i3} INFL_{i,t-1} + \beta_{i4} INFR_{i,t-1} + \beta_{i5} FBCF_{i,t-1} + \beta_{i6} RN_{i,t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{i,j}^1 QI_{i,t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{i,j}^2 DO_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{i,j}^3 INFL_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{i,j}^4 INFR_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{i,j}^5 FBCF_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{i,j}^6 RN_{i,t-j} + \lambda_i + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

Où ϕ_i la composante de correction d'erreur ;

$VIDE_{i,t}$, la volatilité des flux nets d'IDE entrants en pourcentage du PIB ;

$QI_{i,t}$, l'indicateur composite de la qualité des institutions ;

$DO_{i,t}$, le degré d'ouverture économique en pourcentage du PIB ;

$INFL_{i,t}$, l'inflation ;

$INFR_{i,t}$, les infrastructures ;

$FBCF_{i,t}$, l'investissement interne ;

$RN_{i,t}$, les ressources naturelles ;

i , les individus (pays) ;

k , les paramètres ;

t , la dimension temporelle ;

β_0 , la constance ;

$\beta_{i1}, \beta_{i2}, \dots, \beta_{iK}$, les coefficients des variables explicatives à court terme ;

$\sum_{j=0}^{q-1} \delta_{i,j}^k$, les coefficients des variables explicatives à long terme ;

λ_i , l'effet fixe temps ;

μ_i , l'effet fixe à chaque pays ;

$\varepsilon_{i,t}$, le terme d'erreur.

Avec : $i = 1, \dots, N$; $k = 1, \dots, K$ et $t = 1, \dots, T$.

L'équation (4) est un modèle ARDL d'ordre unitaire pour chaque variable. Les modèles ARDL présentent deux principaux avantages ; d'une part, ils peuvent être estimés en supposant des coefficients de pente homogènes ou des coefficients de pente hétérogènes et d'autre part, ils permettent aussi d'estimer la dynamique de court et la dynamique de long terme (Dial, 2022).

3. Résultats et discussions

Cette section s’articule autour de deux principaux points. Dans un premier temps, nous présentons les résultats des tests économétriques de pré-estimations. Dans un second temps, il est question pour nous d’apporter une signification économique à nos différents résultats issus de nos régressions.

3.1 Résultats des tests économétriques préalables

Lors du processus de traitement des données en panel dynamique, un préalable à satisfaire est de vérifier la dépendance transversale et l’homogénéité des coefficients de pente entre les variables. Ceci, afin de déterminer le test générationnel approprié.

- Tests de dépendance transversale et d’homogénéité

Afin de choisir les tests de racine unitaire les plus appropriés, nous effectuons les tests de dépendance transversale de Pesaran et al. (2008). Dans le contexte de panel de grande dimension temporelle, ce test demeure valide. Il repose sur l’hypothèse nulle d’absence de dépendance en coupe transversale contre l’hypothèse alternative de dépendance transversale. Lorsque les statistiques associées aux tests sont significatives au seuil de 5%, on accepte l’hypothèse nulle et les tests de stationnarité de première génération sont ceux valides. Autrement, ce sont les tests de seconde génération qui s’appliquent.

Les résultats du test LM ajusté de Pesaran et al. (2008), contenus dans le tableau 1, confirment la dépendance transversale de la série au seuil de 5%. À cet égard, les tests de racines unitaires de deuxième génération sont ceux appropriés le cas échéant.

Tableau 1 : résultats des tests de dépendance transversale de Pesaran et al. (2008)

Tests	Statistiques	P-value
Breusch-Pagan LM	567,9***	0,000
Pesaran scaled LM	1,59	0,111
Pesaran CD	2,762***	0,005

Note : (***) , (**) et (*) indiquent respectivement la significativité au seuil de 1%, 5% et 10%.

Source : auteurs, à partir des données de la WDI (2022) et WGI (2022).

S’agissant des résultats des tests d’homogénéité des coefficients de pente, le tableau 2 montre également que l’hypothèse nulle de l’homogénéité des coefficients de la pente est rejetée au seuil de 5%. Compte tenu du fait que les probabilités associées aux valeurs des tests Delta et Delta ajusté sont en dessous de 5%. Les coefficients de la pente sont par conséquent hétérogènes.

Tableau 2 : résultats des tests d’homogénéité de Pesaran et Yamagata (2008)

Tests	Statistiques	P-value
Delta	8,181***	0,000
Delta ajusté	10,752***	0,000

Note : (***) , (**) et (*) indiquent respectivement la significativité au seuil de 1%, 5% et 10%.

Source : auteurs, à partir des données de la WDI (2022) et WGI (2022).

- Test de racine unitaire CIPS de Pesaran (2007)

Les tests CD indiquent que chaque série présente une dépendance transversale. À cet égard, les tests CIPS de Pesaran (2007) pour les racines unitaires ont été calculés. Ces tests de racine unitaire tiennent compte de la dépendance transversale. Ils ont été effectués avec une constante et une tendance.

Les résultats des tests CIPS (tableau 3), indiquent que toutes les variables sont stationnaires en différence première, à l'exception de la variable inflation qui est stationnaire en niveau. Étant donné que dans notre échantillon, certaines variables sont intégrées d'ordre 1, dans ce qui suit, nous testons s'il existe une relation de long terme entre les séries de variables en utilisant les tests de cointégration aux bornes de Pesaran et al. (2001).

Tableau 3 : résultats du test de racine unitaire CIPS de Pesaran (2007)

Variables	Niveau	Différence première	Conclusion
	Constante et tendance	Constante et tendance	
Volatilité des IDE	-1,472	-3,195***	I(1)
Qualité des institutions	-1,765	-4,431***	I(1)
Degré d'ouverture économique	-1,721	-4,028***	I(1)
Inflation	-3,290***	-	I(0)
Infrastructures	-1,562	-3,439***	I(1)
Investissement domestique	-1,971	-4,001***	I(1)
Ressources naturelles	-2,023*	-3,966***	I(1)

Note : (***), (**) et (*) montrent la stabilité au seuil de significativité de 1%, 5% et 10% respectivement. Les valeurs critiques pour le modèle avec constante et tendance pour 10%, 5% et 1% sont respectivement : -2,11, -2,2 et -2,38.

Source : auteurs, à partir des données de la WDI (2022) et WGI (2022).

- Test de cointégration aux bornes de Pesaran et al. (2001)

Lorsqu'on envisage utiliser un modèle ARDL, le test de cointégration approprié pour vérifier la relation de long terme entre les séries est le test de cointégration aux bornes de Pesaran et al. (2001). Ce test met en exergue trois principales conclusions en fonction de la comparaison entre la valeur de la statistique calculée de Fisher et les valeurs critiques aux bornes. Les principales conclusions de ses tests sont :

- Si Fisher calculé > borne supérieure : il existe une cointégration
- Si Fisher calculé < borne inférieure : il n'existe pas de cointégration
- Si borne inférieure calculé < Fisher < borne supérieure : pas de conclusion.

Le tableau 4 synthétise les résultats du test de cointégration aux bornes, qui confirment l'existence d'une relation de cointégration entre les séries sous étude. Compte tenu, du fait que la valeur de la statistique de Fisher est supérieure à celle de la borne supérieure. Ainsi, la relation de long terme entre les IDE et les variables exogènes, est vérifiée.

Tableau 4 : résultats du test de cointégration aux bornes de Pesaran et al. (2001)

Test statistic	Value	K
F-statistic	17,828***	4
Valeurs critiques aux bornes		
Significativité	Bornes inférieures	Bornes supérieures
10 %	2,12	3,23
5 %	2,45	3,61
1 %	3,15	4,43

Note : (***), (**) et (*) indiquent respectivement la significativité au seuil de 1%, 5% et 10%.

Source : auteurs, à partir des données de la WDI (2022) et de la WGI (2022).

3.2 Présentation et analyse des résultats

Les résultats des régressions du modèle ARDL avec l'estimateur PMG sur la période de recherche, sont synthétisés dans le tableau 5. Le test de Hausman effectué sur ces résultats, vérifie l'hypothèse d'homogénéité des coefficients de pente à long terme (annexe 6). Les résultats des estimations du modèle ARDL avec l'estimateur PMG seront par conséquent ceux que nous allons analyser. Au regard du fait qu'ils sont meilleurs, que les résultats des régressions obtenues avec les estimateurs MG et DFE.

L'analyse des résultats montre qu'à long terme, les variables exogènes ont des effets sur la volatilité des IDE. En effet, il en ressort des estimations que le coefficient associé à la qualité des institutions est négatif et significatif au seuil de 5%. Ce qui dénote, qu'une augmentation de la qualité des institutions d'un point diminue la volatilité des IDE de 0,951 point de pourcentage du PIB, toutes choses étant égales par ailleurs. Ainsi, l'amélioration de la qualité des institutions va réduire la volatilité des IDE dans les pays d'Afrique. Ce résultat est en accord avec ceux de Broto et al. (2011) et Buchanan et al. (2012), qui ont mis en évidence une corrélation négative entre les variables institutionnelles et la volatilité des IDE.

Le coefficient estimé du degré d'ouverture économique est négatif et statistiquement significatif au seuil de 1% à long terme. Si le degré d'ouverture économique est valorisé à un point de pourcentage du PIB, cela va faire réduire les fluctuations d'IDE de 0,179 point de pourcentage du PIB, toutes choses étant égales par ailleurs. Cela suggère que les économies plus ouvertes réduisent la volatilité des IDE. Ce résultat est en phase avec ceux Broto et al. (2011).

Le coefficient estimé du taux d'inflation est positif et statistiquement significatif au seuil de 1% à long terme. De ce fait, une augmentation du taux d'inflation d'un point de pourcentage accroître la variation des IDE de 0,120 point de pourcentage du PIB, toutes choses étant égales par ailleurs. Cela indique que l'instabilité macroéconomique favorise la volatilité des IDE. Ce résultat est conforme à ceux de Broto et al. (2011).

Le coefficient estimé des infrastructures est négatif et statistiquement significatif au seuil de 1% à long terme. Dès lors, une majoration des infrastructures d'un point va baisser les fluctuations d'IDE de 0,508 point de pourcentage du PIB, toutes choses étant égales par ailleurs. Cela suppose que les économies ayant des infrastructures de bonnes qualités, disposent d'IDE moins volatiles. Ce résultat va dans le même sens que ceux de Nkoa et Song (2018).

Le coefficient estimé de l'investissement domestique est négatif et statistiquement significatif au seuil de 1% à long terme, et est positif et statistiquement significatif au seuil de 5% à court terme. À cet égard, un accroissement de l'investissement interne d'un point de pourcentage du PIB va réduire la volatilité des IDE à long terme et l'augmenter à court terme de 0,125 et 0,009 point de pourcentage du PIB respectivement, toutes choses étant égales par ailleurs. Cela implique que la capacité des pays à mobiliser les ressources internes ne réduit pas la volatilité des IDE à court terme, mais plutôt à long terme. Ce résultat vérifie ceux de Nkoa et Song (2018).

Le coefficient estimé des ressources naturelles est négatif et statistiquement significatif au seuil de 10% à long terme. À cet effet, un accroissement des ressources naturelles d'un point de pourcentage de PIB abaisse les fluctuations d'IDE de 0,098 point de pourcentage du PIB, toutes choses étant égales par ailleurs. Cela suggère que plus la dotation en ressources naturelles est importante dans ces pays, plus les IDE y sont moins volatils. Ce résultat va dans le sens opposé aux résultats trouvés par Dago et Diaw (2018).

Le coefficient estimé du terme de correction d'erreur est négatif et inférieur à 1 en valeur absolue, et statistiquement significatif au seuil de 1%. Cela signifie que le système est dynamiquement stable et converge vers un équilibre à long terme. Néanmoins, les coefficients de toutes les variables de toutes les variables sont statistiquement non significatifs à court terme à l'exception de celui de l'investissement domestique.

Tableau 5 : résultat des estimations du modèle ARDL avec l'estimateur PMG

Variables exogènes	Variable endogène : volatilité des IDE		
	Coefficients	Erreurs standards	Probabilités
Coefficient de long terme			
Qualité des institutions	-0,951**	0,390	0,015
Degré d'ouverture économique	-0,179***	0,032	0,000
Inflation	0,120***	0,041	0,003
Infrastructures	-0,508***	0,117	0,000
Investissement domestique	-0,125***	0,036	0,001
Ressources naturelles	-0,098*	0,058	0,091
Coefficient de correction d'erreur	-0,022***	0,008	0,010
Coefficient de court terme			
ΔQualité des institutions	0,103	0,084	0,224
ΔDegré d'ouverture économique	0,004	0,003	0,140
ΔInflation	0,001	0,004	0,844
ΔInfrastructures	-0,388	0,314	0,271
ΔInvestissement domestique	0,009**	0,004	0,031
ΔRessources naturelles	0,485	0,351	0,167
Terme constant	0,374	0,279	0,179
Observations			540
Nombre de pays			30
Note : (***), (**) et (*) indiquent respectivement la significativité au seuil de 1%, 5% et 10%.			

Source : auteurs, à partir des données de la WDI (2022) et de la WGI (2022).

Conclusion

Les IDE constituent l'une des formes de capitaux étrangers les plus prisés par les PED, notamment ceux de l'Afrique, dans la recherche de financement pour leur développement. Au cours des deux dernières décennies, les pays africains ont enregistré des entrées importantes des flux d'IDE, mais cette évolution est caractérisée par une forte volatilité. La littérature économique révèle plusieurs facteurs, qui peuvent expliquer cette volatilité des flux d'IDE entrants. Dans ce travail de recherche, nous analysons l'effet de la qualité des institutions sur la volatilité des IDE en Afrique, durant la période 2002-2020. Pour mener à bien notre analyse, nous avons eu recours à un modèle ARDL avec l'estimateur PMG. Les résultats obtenus à l'issue des régressions révèlent, qu'à long terme la qualité des institutions diminue la volatilité des IDE en Afrique. Hormis la variable institutionnelle, celles de contrôles (le degré d'ouverture économique, les infrastructures, l'investissement domestique et les ressources naturelles) réduisent également la fluctuation des flux d'IDE entrants.

Ces résultats suggèrent aux autorités africaines, la nécessité d'entreprendre une réforme institutionnelle en s'accroissant notamment sur le contrôle de la corruption, l'État de droit, la liberté d'expression, la qualité de la réglementation, la qualité du service public et la stabilité politique et l'absence de violence. En outre, ces décideurs politiques africains tâcheraient à mettre sur pied des politiques d'ouverture commerciale, construire des infrastructures de bonnes qualités, promouvoir l'investissement interne et exploiter d'avantage leurs ressources naturelles. Ceux-ci permettront de réduire la volatilité des IDE.

Références bibliographiques

- Bobbo, A. (2018), « Volatilité de l'inflation, gouvernance et investissements directs étrangers entrants en Afrique sub-saharienne », *African Development Review*, vol. 30, n°1, pp. 86-99.
- Broto, C., Díaz-Cassou, J. & Erce, A. (2011), « Measuring and explaining the volatility of capital flows to emerging countries », *Journal of banking & finance*, vol. 35, n°8, pp. 1941-1953.
- Buchanan, B.G., Le, Q.V. & Rishi, M. (2012), « Foreign direct investment and institutional quality: Some empirical evidence », *International review of financial analysis*, vol. 21, pp. 81-89.
- CNUCED (2016), « Rapport sur l'Investissement dans le Monde : Nationalité des investisseurs-enjeux et politiques. », New York et Genève., Nations Unies.
- Dago, G.J. & Diaw, A. (2018), « Qualité des institutions et volatilité des investissements directs étrangers en Afrique subsaharienne », *Revue d'Economie Théorique et Appliquée ISSN*, vol. 1840, pp. 7277.
- Devarajan, S. & Fengler, W. (2013), « L'essor économique de l'Afrique. Motifs d'optimisme et de pessimisme », *Revue d'économie du développement*, vol. 21, n°4, pp. 97-113.
- Dial, M.L. (2022), « Effet de la qualité des institutions sur les investissements directs étrangers dans les pays de l'UEMOA », *REVUE CEDRES-ETUDES*, vol. 11, n°73, pp. 108-147.
- Nkoa, B.E.O. & Song, J.S. (2018), « La qualité des institutions réduit-elle la volatilité des investissements directs étrangers en Afrique? », *Mondes en développement*, vol. 1, n°3, pp. 113-131.
- Ouedraogo, I., Ngoa Tabi, H. & Atangana Ondo, H. (2020), « Effets de la qualité des institutions sur l'éducation en Afrique », *African Development Review*, vol. 32, pp. S32-S44.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.J. (2001), « Bounds testing approaches to the analysis of level relationships », *Journal of applied econometrics*, vol. 16, n°3, pp. 289-326.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.P. (1999), « Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels », *Journal of the American statistical Association*, vol. 94, n°446, pp. 621-634.
- Pesaran, M.H. & Smith, R. (1995), « Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels », *Journal of econometrics*, vol. 68, n°1, pp. 79-113.
- Pesaran, M.H., Ullah, A. & Yamagata, T. (2008), « A bias-adjusted LM test of error cross-section independence », *The econometrics journal*, vol. 11, n°1, pp. 105-127.
- Pournarakis, M. & Varsakelis, N.C. (2002), « Foreign direct investment in Central and Eastern European countries: Do institutions matter », *EIBA Annual conference*.
- Saskia, K. & Morgan, S. (1998), « Foreign Direct investment and its determinants in emerging economies », Washington, D C, United States Agency for International Development.
- Vadlamannati, K.C., Tamazian, A. & Irala, L.R. (2009), « Determinants of foreign direct investment and volatility in South East Asian economies », *Journal of the Asia Pacific Economy*, vol. 14, n°3, pp. 246-261.

Annexes

Annexe 1 : liste des pays de l'échantillon, par sous-région

Afrique du Nord	Afrique de l'Ouest	Afrique Centrale	Afrique de l'Est	Afrique Australe
Algérie	Benin	Angola	Kenya	Afrique du Sud
Egypte	Cote d'Ivoire	Cameroun	Seychelles	Botswana
Maroc	Gambie	Tchad	Tanzanie	Madagascar
Tunisie	Ghana	Congo	Ouganda	Mozambique
	Mali	Gabon		Namibie
	Mauritanie	Rwanda		
	Iles Maurice			
	Niger			
	Nigeria			
	Sénégal			
	Togo			

Source : auteurs.

Annexe 2 : construction de l'indicateur composite de la qualité des institutions par la méthode d'ACP

L'ACP est une méthode de la famille de l'analyse des données et plus généralement de la statistique multivariée, qui consiste à transformer des variables liées entre elles (corrélées) en nouvelles variables décorréelées les unes des autres. Ces nouvelles variables sont nommées « composantes principales », ou axes principaux. Elle permet au praticien de réduire le nombre de variables et de rendre l'information moins redondante. Dans le cas de notre travail de recherche, cette technique nous a permis de calculer l'indicateur composite qualité des institutions qui a été utilisé dans la régression.

Annexe 2.1 : conditions préalables à l'application des ACP

L'ACP ne sera possible que si les p caractères initiaux ne sont pas indépendants et ont des coefficients de corrélation non nuls. Elle signifie que les éléments sur la diagonale de la matrice de corrélations sont égaux à 1,000. L'ACP recherche l'axe ou les observations sont les plus dispersées.

Annexe 2.2 : matrice de corrélation des indicateurs de la gouvernance

	Contrôle de la corruption	État de droit	Liberté d'expression	Qualité de la régulation	Qualité du service public	Stabilité politique
Contrôle de la corruption	1,000					
État de droit	0,871***	1,000				
Liberté d'expression	0,643***	0,729***	1,000			
Qualité de la régulation	0,811***	0,879***	0,714***	1,000		
Qualité du service public	0,881***	0,906***	0,671***	0,875***	1,000	
Stabilité politique	0,686***	0,726***	0,576***	0,636***	0,654***	1,000

Note : (***) , (**) et (*) montrent la stabilité au seuil de significativité de 1%, 5% et 10% respectivement.

Source : auteurs, à partir des données de la WGI (2022).

Annexe 2.3 : statistiques descriptives des indicateurs de la gouvernance

Variabes	Observation	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Contrôle de la corruption	570	-0,500	0,601	-1,534	1,420
État de droit	570	-0,476	0,563	-1,633	1,023
Liberté d'expression	570	-0,435	0,643	-1,508	0,939
Qualité de la régulation	570	-0,419	0,515	-1,584	1,196
Qualité du service public	570	-0,501	0,585	-1,608	1,160
Stabilité politique	570	-0,411	0,795	-2,259	1,201

Source : auteurs, à partir des données de la WGI (2022).

Annexe 2.4 : variance totale expliquée

Composantes	Valeurs propres	Différences	Proportions	Cumulatives
Composante 1	4,779	4,337	0,796	0,796
Composante 2	0,442	0,024	0,073	0,870
Composante 3	0,417	0,244	0,069	0,939
Composante 4	0,173	0,069	0,028	0,968
Composante 5	0,104	0,021	0,017	0,986
Composante 6	0,082	-	0,013	1,000

Source : auteurs, à partir des données de la WGI (2022).

Annexe 2.5 : composantes principales (vecteurs propres)

Variabes	Comp 1	Comp 2	Comp 3	Comp 4	Comp 5	Comp 6
Contrôle de la corruption	0,420	0,032	-0,337	0,679	0,485	-0,104
Qualité du service public	0,439	-0,031	-0,122	-0,068	0,521	-0,717
Stabilité politique	0,368	-0,406	0,807	0,202	0,003	0,083
Qualité de la réglementation	0,422	-0,247	-0,145	-0,690	0,511	-0,011
État de droit	0,429	-0,139	-0,338	0,018	-0,478	0,672
Liberté d'expression	0,362	0,867	0,290	-0,127	-0,033	0,121

Source : auteurs, à partir des données de la WGI (2022).

Annexe 2.6 : calcul de l'indice composite qualité des institutions

Nous constatons qu'un seul facteur explique 79,6% de l'information contenue dans les six indicateurs de la gouvernance. Le pourcentage de variance décroît de la première à la sixième composante. Le sixième facteur apporte très peu d'information (1,3%). Le calcul de la première composante retenue est celle qui aura la plus forte corrélation significative avec notre indicateur d'IDE. Ainsi, notre indicateur composite institutionnel se présente comme suit :

$$QI_{i,t} = 0,420 * CC_{i,t} + 0,439 * ED_{i,t} + 0,368 * LE_{i,t} + 0,422 * QR_{i,t} + 0,429 * QSP_{i,t} + 0,362 * SP_{i,t}$$

Les six variables contribuent presque également à la formation de l'indice synthétique.

Annexe 1 : statistiques descriptives

Variables	Observation	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Volatilité des IDE	570	2,280	3,032	0,005	14,249
Qualité des institutions	570	-1,121	1,328	-3,757	2,140
Degré d'ouverture commerciale	570	71,120	33,873	16,352	222,081
Inflation	570	5,942	8,051	-8,974	108,897
Infrastructures	570	4,530	6,970	0,032	36,884
Investissement domestique	570	24,979	9,362	7,278	79,401
Ressources naturelles	570	10,343	11,152	0,001	58,687

Source : auteurs, à partir des données de la WDI (2022) et de la WGI (2022).

Annexe 2 : matrice de corrélation

	Volatilité des IDE	Qualité des institutions	Degré d'ouverture économique	Inflation	Infrastructures	Investissement domestique	Ressources naturelles
Volatilité des IDE	1,000						
Qualité des institutions	-0,116***	1,000					
Degré d'ouverture économique	0,554***	0,357***	1,000				
Inflation	0,101**	-0,071*	0,047	1,000			
Infrastructures	0,130	0,639***	0,554***	-0,059	1,000		
Investissement domestique	0,355***	-0,111***	0,340***	-0,020	-0,015	1,000	
Ressources naturelles	0,464***	-0,544***	0,171***	0,117***	-0,307***	0,299***	1,000

Note : (***), (**) et (*) indiquent respectivement la significativité au seuil de 1%, 5% et 10%.

Source : auteurs, à partir des données de la WDI (2022) et de la WGI (2022).

Annexe 5 : résultats des estimations du modèle ARDL avec les estimateurs PMG, MG et DFE

Variables exogènes	Variable endogène : volatilité des IDE		
	PMG	MG	DFE
Coefficient de long terme			
Qualité des institutions	-0,951** (0,390)	-0,150 (1,883)	0,638 (0,712)
Degré d'ouverture économique	-0,179*** (0,031)	-0,087 (0,056)	-0,097*** (0,036)
Inflation	0,120*** (0,040)	0,128** (0,059)	0,041 (0,048)
Infrastructures	-0,508*** (0,116)	4,702 (3,24)	0,592** (0,236)
Investissement domestique	-0,125*** (0,036)	0,057 (0,085)	-0,148** (0,058)
Ressources naturelles	-0,098* (0,058)	1,382 (2,271)	0,209*** (0,075)
Coefficient de correction d'erreur	-0,022*** (0,008)	-0,266** (0,114)	-0,073*** (0,016)
Coefficient de court terme			
ΔQualité des institutions	0,103 (0,084)	0,115 (0,248)	0,139 (0,103)
ΔDegré d'ouverture économique	0,004 (0,003)	0,003 (0,005)	0,011*** (0,002)
ΔInflation	0,001 (0,004)	0,028 (0,028)	0,001 (0,003)
ΔInfrastructures	-0,388 (0,313)	-0,370 (0,398)	-0,049* (0,028)
ΔInvestissement domestique	0,009** (0,004)	0,010 (0,009)	0,016*** (0,004)
ΔRessources naturelles	0,485 (0,350)	0,466 (1,475)	-0,020*** (0,005)
Terme constant	0,374 (0,278)	-0,340 (1,119)	0,475*** (0,157)
Observations	540	540	540
Nombre de pays	30	30	30

Notes : les valeurs entre parenthèses correspondent à l'écart-type. (***), (**) et (*) respectivement significatifs à 1%, 5% et 10%.

Source : auteurs, à partir des données de la WDI (2022) et de la WGI (2022).

Annexe 6 : résultats des tests de Hausman

	MG /PMG			DFE/PMG/MG		
	Statistique	P-value	Décision	Statistique	P-value	Décision
Afrique	1,61	0,952	PMG	0,05	1,000	PMG

Source : auteurs, à partir des données de la WDI (2022) et de la WGI (2022).