



UNIVERSITE THOMAS SANKARA

Centre d'Etudes, de Documentation
et de Recherche Economiques et Sociales (CEDRES)

REVUE ECONOMIQUE ET SOCIALE AFRICAINE

SÉRIES ÉCONOMIE

Commerce extérieur de l'UEMOA :
les frontières communautaires comptent-elles ?

Abdoul Kader S. SOMA & Aline MULLER

**Complémentarité des décisions d'adoption
des semences améliorées et des engrais chimiques
chez les producteurs de maïs au Burkina Faso**

Bienlo Annick Marina PARE

**Indice de propagation du Covid-19 au Niger
et prévision de cas potentiels dans les régions touchées**

Nafiou MALAM MAMAN, Badamassi ABOUBACAR, Ali RABIOU,
Abdou Hamani ADAMOU, Issa Boureima GUIRE, Wadje Roufaye SAIDOU & Habou ISSA

**Effet de la qualité institutionnelle sur les investissements directs
étrangers dans les pays de l'UEMOA**

Mouhamadou Lamine DIAL

**Effet des transferts de fonds des migrants sur le bonheur
des ménages récipiendaires au Togo**

Kokouvi Kunalè MAWUENA & Mawussé Komlagan Nézan OKE

La REVUE CEDRES-ETUDES « séries économiques » publie, semestriellement, en français et en anglais après évaluation, les résultats de différents travaux de recherche sous forme d'articles en économie appliquée proposés par des auteurs appartenant ou non au CEDRES.

Avant toute soumission d'articles à la REVUE CEDRES-ETUDES, les auteurs sont invités à prendre connaissance des « recommandations aux auteurs » (téléchargeable sur www.cedres.bf).

Les articles de cette revue sont publiés sous la responsabilité de la direction du CEDRES. Toutefois, les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs.

En règle générale, le choix définitif des articles publiables dans la REVUE CEDRES-ETUDES est approuvé par le CEDRES après des commentaires favorables d'au moins deux (sur trois en générale) instructeurs et approbation du Comité Scientifique.

La plupart des numéros précédents (72 numéros) sont disponibles en version électronique sur le site web du CEDRES www.cedres.bf

La REVUE CEDRES-ETUDES est disponible au siège du CEDRES à l'Université Thomas SANKARA et dans toutes les grandes librairies du Burkina Faso et aussi à travers le site web : www.cedres.bf

DIRECTEUR DE PUBLICATION

Pr Pam ZAHONOGO, Université Thomas SANKARA (UTS)

COMITE EDITORIAL

Pr Pam ZAHONOGO, UTS Editeur en Chef

Pr Noel THIOMBIANO, UTS

Pr Denis ACCLASATO, Université d'Abomey Calavi

Pr Akoété AGBODJI, Université de Lomé

Pr Chérif Sidy KANE, Université Cheikh Anta Diop

Pr Eugénie MAIGA, Université Norbert ZONGO Burkina Faso

Pr Mathias Marie Adrien NDINGA, Université Marien N'Gouabi

Pr Omer COMBARY, UTS

Pr Abdoulaye SECK, Université Cheikh Anta DIOP

Pr Charlemagne IGUE, Université d'Abomey Calavi

SECRETARIAT D'EDITION

Dr Samuel Tambi KABORE, UTS

Dr Théodore Jean Oscar KABORE, UTS

Dr Jean Pierre SAWADOGO, UTS

Dr Kassoum ZERBO, UTS

COMITE SCIENTIFIQUE DE LA REVUE

Pr Abdoulaye DIAGNE, UCAD (Sénégal)

Pr Adama DIAW, Université Gaston Berger de Saint Louis

Pr Gilbert Marie Aké N'GBO, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Albert ONDO OSSA, Université Omar Bongo (Gabon)

Pr Mama OUATTARA, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Youmanli OUOBA, UTS

Pr Kimséyinga SAVADOGO, UTS

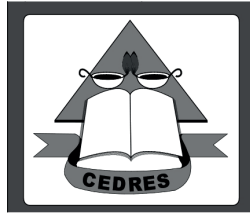
Pr Nasser Ary TANIMOUNE, Université d'Ottawa (Canada)

Pr Noel THIOMBIANO, UTS

Pr Gervasio SEMEDO, Université de Tours

Pr Pam ZAHONOGO, UTS

Centre d'Etudes, de Documentation et de Recherche Economiques et Sociales (CEDRES)



www.cedres.bf

REVUE CEDRES-ETUDES

Revue Economique et Sociale Africaine

REVUE CEDRES-ETUDES N°73

Séries économie

1^{er} Semestre 2022

SOMMAIRE

Commerce extérieur de l'UEMOA : les frontières communautaires comptent-elles ?.....07

Abdoul Kader S. SOMA & Aline MULLER

Complémentarité des décisions d'adoption des semences améliorées et des engrais chimiques chez les producteurs de maïs au Burkina Faso.....55

Bienlo Annick Marina PARE

Indice de propagation du Covid-19 au Niger et prévision de cas potentiels dans les régions touchées.....82

Nafiou MALAM MAMAN, Badamassi ABOUBACAR, Ali RABIOU,
Abdou Hamani ADAMOU, Issa Boureima GUIRE,
Wadje Roufaye SAIDOU & Habou ISSA

Effet de la qualité institutionnelle sur les investissements directs étrangers dans les pays de l'UEMOA.....107

Mouhamadou Lamine DIAL

Effet des transferts de fonds des migrants sur le bonheur des ménages récipiendaires au Togo.....148

Kokouvi Kunalè MAWUENA & Mawussé Komlagan Nézan OKEY

**EFFET DE LA QUALITE INSTITUTIONNELLE SUR LES
INVESTISSEMENTS DIRECTS ETRANGERS DANS LES PAYS
DE L'UEMOA**

Mouhamadou Lamine DIAL

Agrégé en Sciences Economiques, enseignant/chercheur
au CREA (FASEG) UCAD, Directeur national du NPTIC
moladial@yahoo.fr/mouhamadou.dial@ucad.edu.sn

Résumé

En utilisant la méthode ARDL avec l'estimateur PMG, ce papier analyse l'effet de la qualité institutionnelle sur les flux d'entrées des investissements directs étrangers (IDE) dans les pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) sur la période 2002-2020. Les résultats révèlent, d'une part, qu'à long terme, la qualité institutionnelle a un impact positif et significatif sur les flux d'IDE et d'autre part, le taux de croissance par habitant, l'investissement domestique, la valeur ajoutée agricole et le degré d'ouverture ont aussi des impacts positifs et significatifs sur les IDE. Ces résultats impliquent qu'une réforme institutionnelle efficace est nécessaire, car elle favorise un environnement attractif pour les IDE.

Mots clés : Qualité institutionnelle, Investissements directs étrangers, UEMOA, ARDL, PMG

Classification JEF : F21, F23, F30, G30, O55

Abstract

Using the ARDL method with the PMG estimator, this paper analyzes the effect of institutional quality on foreign direct investment (FDI) inflows into the countries of the West African Economic and Monetary Union (UEMOA) on the period 2002-2020. The results reveal, on the one hand, that in the long term, institutional quality has a positive and significant impact on FDI flows and, on the other hand, the growth rate per capita, domestic investment, the value agricultural added value and the degree of openness also have positive and significant impacts on FDI. These results imply that effective institutional reform is needed, as it fosters an attractive environment for FDI.

Keywords: Institutional quality, Foreign direct investment, WAEMU, ARDL, PMG

JEF Classification: F21, F23, F30, G30, O55

Introduction

La globalisation a favorisé la mobilité internationale des flux de capitaux privés sous forme d'investissements directs étrangers (IDE) qui est un stimulant important de la productivité, du progrès technologique et de la création d'emplois (Iamsiraroj, 2016 ; Xaypanya et al., 2015). En effet, les IDE accélèrent la croissance économique, jouant un rôle vital dans les recettes fiscales, les devises et les écarts de développement dans les économies en développement et en transition (Quazi, 2007).

Plusieurs travaux ont placé les facteurs économiques comme les principaux déterminants susceptibles d'attirer les entrées d'IDE dans un pays. Cependant, d'après le Forum économique mondial (2015), les facteurs liés à la gouvernance sont aussi importants que les facteurs économiques. En effet, avec le développement de l'économie néo-institutionnelle, des études substantielles ont abordé les rôles de la qualité institutionnelle dans le développement durable. Les institutions sont désignées comme une série de règles qui façonnent les comportements économiques et qui contribuent au développement économique durable (North, 1990). Une qualité institutionnelle élevée peut optimiser la croissance économique de diverses manières, puis influencer les progrès de la construction d'une économie ouverte. Disposer d'institutions économiques nationales stables et d'une qualité institutionnelle élevée est crucial pour attirer les capitaux (Challe et al., 2019).

Ainsi, la littérature présente de nombreuses définitions de la qualité institutionnelle. Olander (2019) et Williamson (1998) ont fourni un excellent aperçu des définitions de la qualité institutionnelle. Une institution est liée au système juridique, qui contrôle et affecte les interactions entre le gouvernement et le citoyen, ou entre une nation et les autres. Trois facteurs importants ont accru l'importance de la relation entre les IDE et les institutions. Premièrement, North (1990) souligne l'importance des institutions pour stimuler l'investissement et le développement économique. Deuxièmement, avec la forte croissance des entrées d'IDE au cours des deux dernières décennies, les pays en développement et développés ont mis en œuvre des réformes

institutionnelles afin d'attirer davantage d'IDE. Troisièmement, les investisseurs étrangers s'intéressent davantage à la qualité institutionnelle lorsqu'ils déterminent dans quel pays investir (Bevan et al., 2004). Buchanan et al. (2012) ont expliqué que les institutions pauvres agissent comme la fiscalité, qui est, avec une incertitude accrue, associée aux IDE. De manière générale, les institutions fortes attirent les IDE et les institutions médiocres découragent les IDE (Ali et al., 2010).

La qualité des institutions et la bonne gouvernance constituent l'environnement de l'investissement et peuvent être considérées comme des déterminants potentiels de l'attractivité des IDE (Niarachma et al., 2021 ; Awadhi et al., 2022). Buchanan et al. (2012) ont étudié l'impact de la qualité institutionnelle sur les IDE entre pays développés et pays émergents et ont trouvé une association positive entre eux. Niarachma et al., (2021) ont montré que la bonne gouvernance est un facteur clé très important pour encourager les entrées d'IDE dans les pays d'accueil. Awadhi et al., (2022) montrent que le développement institutionnel a un effet positif et statistiquement significatif pour attirer les flux d'IDE en Afrique subsaharienne (ASS). Asiedu et Lien (2011) et Komlan (2013) ont fait ressortir l'importance de la qualité des institutions comme facteur d'attractivité des IDE en ASS.

Cependant, d'autres études ne trouvent aucune relation significative entre la qualité des institutions et les flux d'IDE. Kahsai et al., (2011) ne trouvent aucune preuve significative de l'impact de la qualité institutionnelle sur les entrées d'IDE en ASS. Nondo et al., (2016) montrent qu'il n'y a pas de relation statistiquement significative entre la qualité institutionnelle et les entrées d'IDE dans les pays d'ASS. Peres et al., (2018) arrivent à la conclusion que l'impact de la qualité institutionnelle sur les flux d'IDE est insignifiant en raison de la faible structure des institutions dans les pays en développement.

Cette divergence des résultats empiriques associée à l'évolution des institutions, marquée par des crises sociopolitiques auxquelles s'ajoutent des défaillances dans la gestion des politiques sécuritaires, nous ont conduit à nous intéresser à l'UEMOA. En effet, les divers avantages de l'IDE font de l'IDE l'un des éléments importants pour les économies des

pays d'Afrique en général, et pour les pays membres de l'UEMOA. L'UEMOA a enregistré d'importantes entrées d'IDE qui sont, en effet, passées de 243,2 milliards FCFA au deuxième trimestre 2020 à 321,2 milliards FCFA au deuxième trimestre 2021, soit une augmentation nette de 32% (+78 milliards FCFA) en rythme annuel. Par rapport au premier trimestre 2021, les IDE en direction de la zone UEMAO se sont accrus de +17,7 milliards FCFA. L'augmentation des investissements entrant dans la zone UEMOA reflète l'attention mondiale croissante portée au continent africain en général, et à cette zone en particulier. Cette hausse des investissements directs étrangers dans la zone UEMOA est-elle expliquée par la qualité des institutions ?

Cet article prend donc en compte la qualité institutionnelle dans l'analyse de l'attractivité des IDE dans la zone UEMOA et apporte deux principales contributions. D'abord, il enrichit la littérature sur les fluctuations des IDE, en associant les variables de gouvernance pour apporter un éclairage sur l'importance de la qualité institutionnelle au sein de l'UEMOA. Ensuite, il permet de considérer l'évolution lente des changements institutionnels à l'aide des données de panel dynamiques. Aussi, la méthode ARDL a été employée dans ce cadre d'analyse. Cette méthode permet de prendre en compte la dynamique de court terme et la dynamique de long terme, contrairement à la plupart des études portant sur l'Afrique où les méthodes GMM, des moindres carrées ordinaires ou des variables instrumentales sont utilisées.

Au regard des enjeux de l'attraction et de l'importance des IDE pour la zone, l'objectif principal de cet article est d'évaluer l'effet de la qualité institutionnelle sur les entrées d'IDE dans la zone UEMOA. Pour atteindre cet objectif, l'architecture de ce papier repose sur trois sections. La première section passe en revue les effets de la qualité institutionnelle sur les entrées d'IDE. La deuxième section présente l'approche économétrique et la technique d'estimation. La troisième section présente les résultats de la recherche.

1. Qualité institutionnelle et investissements directs étrangers dans la littérature

1.1. Liens théoriques entre qualité institutionnelle et les investissements directs étrangers

Pour mieux comprendre le rôle que jouent les institutions dans l'attraction des IDE, la théorie des institutions a été développée. La théorie commence par affirmer que les entreprises opèrent normalement dans un environnement complexe et incertain. Les IDE peuvent être affectés par des forces institutionnelles au sein d'un lieu si les entreprises sont susceptibles de réduire l'incertitude sur leurs opérations. Les réglementations et les incitations gouvernementales ont un impact sur les décisions d'investissements étrangers, car elles peuvent affecter leurs stratégies et leurs performances sur les marchés internationaux (Assuncao et al., 2011). A mesure que les institutions influencent le développement social, l'ouverture économique et l'état du développement économique, et décrivent le type de régulateurs de gouvernance dans l'économie, leur importance a augmenté (Popovici, 2014).

Assunção et al., (2011) ont suggéré que l'attraction des IDE est une compétition entre les gouvernements, à laquelle participent à la fois les investisseurs étrangers et les gouvernements, et que l'investissement étranger est un jeu auquel ils jouent. Il a également été noté que les pays développés et en développement sont de plus en plus en concurrence pour l'IDE. Les gouvernements et les Etats ont la responsabilité de créer un environnement favorable aux investisseurs. Pour attirer les IDE, chaque gouvernement élabore des politiques telles que des politiques fiscales favorables, des subventions et des incitations financières et fiscales telles que la baisse des impôts sur les sociétés et des incitations tarifaires gratuites (Faeth, 2009). Une fois que les institutions sont de qualité, la formulation des politiques et la qualité institutionnelle devraient être les principaux prédictors des IDE (Kinoshita et Campos, 2006). Pour Dunning (2002), les facteurs institutionnels, tels que la bonne gouvernance

et la liberté économique, sont l'un des principaux déterminants des IDE parce que les motivations des entreprises multinationales sont passées de la recherche de marchés et de ressources à la recherche d'efficacité. Daniele et Marani (2006) discutent trois canaux par lesquels les institutions peuvent affecter les entrées d'IDE. Tout d'abord, les bonnes institutions ont tendance à améliorer la productivité des facteurs, ce qui stimule les investissements nationaux et étrangers. Deuxièmement, les bonnes institutions réduisent également les coûts de transaction liés aux investissements (coûts liés à la corruption). Enfin, parce que les IDE comportent des coûts élevés, les institutions qui garantissent les droits de propriété offrent un environnement juridique prévisible. Par contre, les pays qui se caractérisent par une mauvaise gouvernance ne peuvent garantir la protection des investissements, ce qui tend à accroître l'incertitude et à décourager les entrées d'IDE (Bénassy-Quéré et al., 2007).

Les déterminants des IDE dans les économies en développement suscitent l'intérêt de la recherche afin de gérer l'incertitude liée à l'investissement de capitaux dans un pays en développement (Heidenreich et al, 2015). Néanmoins, la majorité des études se concentrent sur des facteurs économiques ou de localisation, alors qu'il est intéressant de noter que l'attention sur les réformes qui améliorent l'environnement d'investissement, parmi lesquelles l'amélioration de la qualité institutionnelle, est accordée principalement de 2005 à aujourd'hui (Kechagia et Metaxas, 2018). En effet, la qualité institutionnelle est un facteur essentiel pour soutenir les flux d'IDE et assurer une croissance économique stable. La qualité du gouvernement influence la motivation des investisseurs à mener des activités d'investissement localement. Les investisseurs étrangers investissent dans des pays considérés comme ayant un système bureaucratique approprié, des services publics réactifs, une stabilité politique, un environnement économique sain et une sécurité adéquate.

1.2. Liens empiriques entre qualité institutionnelle et investissement directs étrangers

Des études empiriques sont parvenues à la conclusion que dans les économies en développement, une meilleure qualité institutionnelle est plus susceptible d'attirer les flux d'IDE, comme l'ont observé plusieurs chercheurs (Bouchoucha et Benammou, 2017 ; Kurul et Yalta, 2017 ; Sabir et al, 2019 ; Awadhi et al., 2022). Selon Globerman et Shapiro (2002), une meilleure qualité institutionnelle encourage les entrées d'IDE, car elle permet aux entreprises multinationales d'investir plus facilement à l'étranger. Buchanan et al. (2012) ont étudié l'impact de la qualité institutionnelle sur les IDE entre pays développés et pays émergents en utilisant les MCO, les variables instrumentales et les effets fixes et aléatoires et ont trouvé une association positive entre eux.

Asamoah et al., (2016) ont examiné comment la qualité institutionnelle a influencé les entrées d'IDE dans 40 pays d'ASS au cours de la période 1996-2011. Ils ont conclu que la qualité institutionnelle aux niveaux gouvernemental, institutionnel, des entreprises et de l'industrie augmentait la motivation des investisseurs étrangers à diversifier les portefeuilles d'investissement dans les pays d'accueil. Nielsen et al., (2017) ont observé que plus les institutions sont développées, plus le montant des flux d'IDE attiré est important. Alors que Kurul et al., (2017), en utilisant la méthodologie du seuil de panel, trouve une relation positive entre la qualité institutionnelle et les IDE après avoir atteint un certain seuil de qualité institutionnelle pour les pays en voie de développement. En utilisant la méthode GMM en système, Aziz (2018) a constaté qu'une qualité institutionnelle qui offre une incertitude à faible risque et une protection élevée des investissements peut créer un meilleur environnement commercial qui attire les entrées d'IDE. Owusu-Nantwi (2018) en utilisant la MCO, les doubles moindres carrés et les effets fixes, montrent une relation positive significative entre l'indice de qualité institutionnelle et les entrées d'IDE en Amérique du Sud.

Mahmood et al., (2019) arrivent à la conclusion que les IDE et la stabilité institutionnelle sont cointégrés à long terme. Le modèle de correction d'erreurs de l'ARDL utilisé a mis en lumière le fait que la stabilité institutionnelle est une variable exogène et que l'IDE est une variable endogène. La stabilité institutionnelle affecte les IDE, car elle est exogène. De plus, Carril - Caccia et al., (2019) ont étudié 182 pays en développement et développés pour la période 2003-2012 en utilisant une équation de gravité et ont fait valoir que les institutions ont stimulé les entrées d'IDE. Sabir et al., (2019) aboutit à un résultat identique en montrant avec la méthode GMM en système que la qualité institutionnelle a un impact positif sur les IDE pour les pays à revenu faible, moyen inférieur, moyen supérieur et élevé pour la période 1996- 2016. Chen et al., (2019) utilisent la méthode GMM en système pour montrer que l'amélioration de la qualité institutionnelle contribue de manière significative et positive à l'attractivité des IDE. Plus important encore, leurs résultats révèlent également que l'intégration économique a amélioré le rôle de la qualité institutionnelle, indiquant que les effets promotionnels de la qualité institutionnelle sur les entrées d'IDE sont plus importants dans les zones d'intégration économique.

Le et al., (2020) utilisent un modèle de gravité avec l'estimateur de moyenne de modèle bayésien (BMA) pour montrer qu'une meilleure qualité institutionnelle dans les pays d'accueil encourage davantage d'IDE en provenance des économies asiatiques. Niarachma et al., (2021) utilisent les moindres carrés généralisés sur la période 2002-2018 pour montrer que la bonne gouvernance est un facteur clé très important pour encourager les entrées d'IDE dans les pays de l'ASEAN. En utilisant la méthode GMM sur la période 1986- 2015, Awadhi et al., (2022) montrent que le développement institutionnel a un effet positif et statistiquement significatif pour attirer les flux d'IDE en ASS. Par ailleurs, Huynh et al., (2020) ont observé une relation bidirectionnelle entre les flux d'IDE et la qualité institutionnelle dans 19 économies en développement pour la période 2002-2015.

Cependant, si certaines études empiriques trouvent des impacts négatifs de la qualité institutionnelle sur les entrées d'IDE, d'autres ne trouvent aucune relation significative. En effet, Quazi (2007) a constaté que les entrées d'IDE étaient très dépendantes des politiques adoptées par le gouvernement hôte. Les entrées d'IDE sont négativement corrélées aux changements dans les politiques gouvernementales qui entravent le commerce international et adoptent ou pratiquent une fiscalité plus régressive, des réglementations plus strictes en matière d'IDE, un système financier plus répressif, des contrôles des prix, des salaires artificiels et une bureaucratie excessive.

Kahsai et al., (2011), à l'aide d'une analyse de données de panel avec des effets fixes de section et de période, ne trouvent aucune preuve significative de l'impact de la qualité institutionnelle sur les entrées d'IDE. Ils pensent que l'afflux d'IDE en ASS est potentiellement motivé par l'abondance de matières premières et de ressources naturelles plutôt que par la bonne gouvernance. Subasat et Bellos (2013) ont utilisé un modèle de gravité sur la période 1985-2008 pour montrer qu'il y a une relation négative et statistiquement significative entre tous les indicateurs de gouvernance et les entrées d'IDE dans les pays d'Amérique latine. Ils concluent que la mauvaise gouvernance ne dissuade pas les multinationales d'investir dans les pays d'Amérique latine. Pour Ahmad et Ahmed (2014), la mauvaise qualité institutionnelle, qui comprend des facteurs tels que la corruption, les retards bureaucratiques et la mauvaise gouvernance de l'ordre public, peut avoir un impact négatif sur les flux d'IDE dans les pays en développement. A l'aide de techniques d'estimation des effets fixes, Nondo et al., (2016) cherchent à expliquer l'impact de la qualité institutionnelle sur les entrées d'IDE dans 45 pays d'ASS au cours de la période 1996–2007. Leurs résultats montrent qu'il n'y a pas de relation statistiquement significative entre la qualité institutionnelle et les entrées d'IDE dans les pays d'ASS. Mais, il est plausible que la qualité institutionnelle puisse affecter indirectement les entrées d'IDE en stimulant d'autres variables, notamment le capital humain, les infrastructures et la santé des travailleurs, qui à leur tour affectent directement les IDE. Cependant, Peres et al., (2018) montrent, en utilisant les moindres carrés ordinaires et les variables instrumentales sur

la période 2000-2012, que l'impact de la qualité institutionnelle sur les flux d'IDE est insignifiant en raison de la faible structure des institutions dans les pays en développement. Masron et al., (2018) ont montré que l'efficacité de la qualité institutionnelle est progressivement érodée dans de petits pays situés autour du BRIC (Brésil, Russie, Inde, Chine) si le niveau de qualité institutionnelle dans le BRIC est également relativement amélioré.

La littérature ci-dessus montre clairement que le rôle des institutions dans l'attraction des IDE a donné de réponses mitigées - et il est concevable que les résultats contradictoires puissent être affectés par divers facteurs, y compris l'unité d'analyse, le type de données (section ou panel), et les variables de contrôle utilisées dans le modèle. La plupart de ces travaux utilisent les techniques d'estimation traditionnelles (Moindres Carrés Ordinaires, effets fixes, effets aléatoires) qui conduisent à des estimateurs non convergents ou biaisés. Plus grave, il peut y avoir un problème d'endogénéité entre la variable dépendante et les variables explicatives (Bénassy-Quéré et al., 2007). De plus, le régresseur peut être corrélé avec le terme d'erreur. Le problème d'endogénéité peut être résolu en adoptant une estimation de la variable instrumentale (VI) ou la méthode GMM. Cependant, avec des instruments faibles, les estimateurs IV à effets fixes sont susceptibles d'être biaisés comme les estimateurs MCO.

La méthode GMM présente aussi quelques inconvénients, notamment, l'homogénéité des coefficients, excepté celui de la constante qui capte les effets spécifiques. Cette homogénéité implique que l'effet d'une variable ne peut différer d'un pays à l'autre. En effet, l'approche GMM ignore les propriétés de racine unitaire et de cointégration des séries, il est difficile d'affirmer de manière claire que les résultats fournissent des effets de long terme ou des résultats fallacieux. Selon Kého (2012), le choix du nombre et la qualité des instruments dans les méthodes GMM en différences ou en système affectent les résultats. En outre, dans un panel dynamique, l'homogénéité du coefficient de la variable endogène retardée peut conduire à des biais. La variable retardée est donc une variable explicative. Par ailleurs, le nombre de pays est moins important que la période dans notre panel dynamique.

En conséquence, l'utilisation des estimateurs GMM n'est pas adaptée. Pour toutes ces raisons, la méthode ARDL est utilisée dans cette recherche.

2. Méthodologie

2.1. Spécification du modèle économétrique

Pour explorer l'effet de la qualité institutionnelle sur les IDE, l'équation suivante est estimée en s'inspirant des travaux de Buchanan et al., (2012) et Globerman et al., (2002) :

$$IDE_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_{1i}INST_{it} + \alpha_{2i}Z_{it} + \eta_t + v_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où *IDE* est mesuré comme les entrées d'IDE en pourcentage du PIB, *INST* est un indicateur de qualité institutionnelle, *Z* est un vecteur de variables de contrôle tiré de la littérature empirique des déterminants des IDE. L'indice *i* (*i* = 1...8) désigne les pays membres de l'UEMOA¹ et l'indice *t* (*t* = 2002..., 2020) désigne la période. η_t désigne les effets spécifiques temporels ; v_i désigne les effets spécifiques au pays et ε_{it} représente le terme d'erreur aléatoire.

Le choix des variables de contrôle est dans une certaine mesure problématique, car la littérature empirique suggère un grand nombre de variables comme déterminants potentiels des IDE, et si certaines d'entre elles sont proposées par diverses théories des IDE, d'autres sont incluses car elles peuvent être liées intuitivement aux IDE (Moosa et Cardak, 2006). Ainsi, en nous basant sur la littérature, les variables de contrôle suivantes sont choisies : le taux de croissance du PIB par habitant, le degré d'ouverture, l'investissement intérieur en pourcentage du PIB, l'inflation et la valeur ajoutée agricole en pourcentage du PIB.

Ainsi, le modèle, qui servira de référence pour évaluer l'effet de la qualité institutionnelle sur les IDE, prend la forme suivante :

¹ Bénin, Burkina Faso, Cote d'Ivoire, Guinée-Bissau, Mali, Niger, Sénégal, Togo.

$$IDE_{it} = \alpha_0 + \alpha_{1i}INST_{it} + \alpha_{2i}PIB_{it} + \alpha_{3i}DO_{it} + \alpha_{4i}INV_{it} + \alpha_{5i}INF_{it} + \alpha_{6i}VAA_{it} + \eta_t + v_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Où *PIB* est le taux de croissance du PIB par habitant, *DO* est le degré d'ouverture, *INV* est l'investissement intérieur, *VAA* est la valeur ajoutée agricole, et *INF* est l'inflation.

On distingue les modèles à coefficients de pente homogènes ($\alpha_{1i} = \alpha_1 ; \alpha_{2i} = \alpha_2 ; \alpha_{3i} = \alpha_3 ; \alpha_{4i} = \alpha_4 ; \alpha_{5i} = \alpha_5 ; \alpha_{6i} = \alpha_6$) et les modèles à coefficients de pente hétérogènes ($\alpha_{1i} ; \alpha_{2i} ; \alpha_{3i} ; \alpha_{4i} ; \alpha_{5i} ; \alpha_{6i}$). Si l'hypothèse de coefficients de pente homogènes est faite, ces modèles peuvent être estimés à l'aide de techniques de régression de panel standard telles que les OLS regroupées (POLS) et divers effets fixes (FE) ou les spécifications GMM. Les modèles avec des coefficients de pente hétérogènes peuvent être estimés à l'aide d'estimateurs de groupe moyen (MG) (Pesaran et Smith, 1995 ; Pesaran, 1997) ou de variantes d'estimateurs de groupe moyen. L'estimation de modèles de panel avec des coefficients de pente hétérogènes est actuellement un domaine actif de l'économétrie (Coakley et al., 2006 ; Eberhardt et Teal, 2011).

La relation entre les différentes variables du modèle peut être spécifiée sous la forme d'un modèle de données de panel dynamique :

$$IDE_{it} = \beta_i IDE_{it-1} + \alpha_{1i}INST_{it} + \alpha_{2i}INST_{it-1} + \alpha_{3i}PIB_{it} + \alpha_{4i}PIB_{it-1} + \alpha_{5i}DO_{it} + \alpha_{6i}DO_{it-1} + \alpha_{7i}INV_{it} + \alpha_{8i}INV_{it-1} + \alpha_{9i}INF_{it} + \alpha_{10i}INF_{it-1} + \alpha_{11i}VAA_{it} + \alpha_{12i}VAA_{it-1} + \eta_t + v_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

L'équation (3) est un exemple de modèle autorégressif à retards échelonnés ou distribués (ARDL) d'ordre un pour chaque variable. Les modèles ARDL présentent l'avantage de pouvoir être estimés en supposant des coefficients de pente homogènes ou des coefficients de pente hétérogènes. Ils permettent aussi d'estimer la dynamique de court terme et la dynamique de long terme.

2.2. Description des variables du modèle

La période retenue (2002-2020) se justifie par le fait que les données sur les indicateurs de gouvernance de la Banque mondiale sont disponibles jusqu'en 2020. L'IDE est tiré de la base de données des indicateurs du développement dans le monde (WDI, 2021). L'IDE est la variable dépendante (Buchanan et al., 2012 ; Komlan, 2013).

L'analyse empirique de cet article utilise les indicateurs de gouvernance dans le monde (WGI) de la Banque mondiale qui rapporte des indicateurs pour plusieurs pays sur la période 1996-2019, pour six dimensions de la gouvernance, à savoir voix et responsabilité, stabilité politique et absence de violence, efficacité du gouvernement, qualité de la réglementation, état de droit et contrôle de la corruption (Kaufmann et al., 2007). Globerman et Shapiro (2002) ont soutenu que ces indices sont fortement corrélés entre eux, il est donc très difficile de les utiliser tous dans une seule équation de régression. L'analyse en composantes principales (ACP) est donc utilisée pour construire l'indice de qualité institutionnelle en utilisant les six variables institutionnelles (Globerman et Shapiro, 2002 ; Buchanan et al., 2012).

En plus des indicateurs de gouvernance, cette recherche inclut un ensemble de variables de contrôle, qui peuvent potentiellement influencer les entrées d'IDE. Le taux de croissance du PIB par habitant est inclus pour mesurer la croissance économique et le niveau de vie de la population (Buchanan et al., 2012). L'inflation, mesurée par la variation annuelle en pourcentage de l'indice des prix à la consommation, est utilisée comme approximation de la stabilité macroéconomique. La stabilité macroéconomique réduit le niveau d'incertitude rencontré par les investisseurs et augmente le niveau de confiance dans l'économie, ce qui encourage les IDE (Komlan et al., 2013). Le degré d'ouverture, mesuré par le ratio du commerce de marchandises au PIB, est utilisé pour mesurer une politique commerciale tournée vers l'extérieur. L'ouverture commerciale est un facteur essentiel pour promouvoir les entrées d'IDE, car les investisseurs étrangers préfèrent le libre-échange au commerce restreint (Sabir et al., 2019). L'investissement intérieur, mesuré par la formation brute de capital fixe

en pourcentage du PIB, représente le climat d'investissement domestique d'un pays. Les investisseurs nationaux privés reçoivent plus d'informations concernant l'environnement commercial du pays hôte que les investisseurs étrangers. En présence d'informations asymétriques, l'investissement intérieur agit comme un signal sur l'état de l'économie hôte aux investisseurs étrangers (Buchanan et al., 2012). La valeur ajoutée agricole en pourcentage du PIB est incluse dans la mesure où l'IDE est une source importante d'investissement dans l'agriculture et peut améliorer la productivité agricole en introduisant de nouvelles technologies (Sabir et al., 2019). Toutes les variables de contrôle proviennent de la base de données WDI (2021).

Le tableau 1 propose une synthèse des principales statistiques descriptives des variables du modèle. D'après ce tableau, on peut observer que les entrées d'IDE représentent en moyenne 2.3% du PIB et jusqu'à un maximum de 19% du PIB. Son écart-type est de 2.4, ce qui indique que les entrées annuelles d'IDE sont variables. L'indice de qualité institutionnelle utilisé dans notre modèle varie de -3.57 à 3.36 avec une valeur moyenne observée de 0 et un écart-type de 2%. Notons que les entrées nettes d'IDE sont plus volatiles que la qualité institutionnelle.

Tableau 1 : Statistiques descriptives

Variables	Obs	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Investissement direct étranger	152	2.316	2.472	-2.544	18.817
Qualité institutionnelle	152	0.000	1.735	-3.574	3.368
Taux de croissance du PIB par habitant	152	4.279	2.821	-5.370	10.760
Investissement intérieur	152	19.452	5.669	5.885	32.607
Valeur ajoutée agricole	152	28.070	9.591	12.245	32.607
Taux d'inflation	152	1.860	2.607	-3.502	11.305
Degré d'ouverture	152	44.591	13.813	23.633	99.290

Source : Auteur

Le tableau 2 montre la matrice de corrélation pour toutes les variables explicatives et les entrées d'IDE et donne une première approximation de la relation entre l'IDE et ses déterminants. Il montre qu'il y a une corrélation positive entre la qualité institutionnelle et les flux IDE et les autres déterminants (investissement intérieur, valeur ajoutée agricole, degré d'ouverture).

Tableau 2 : Coefficients de corrélation

	IDE	INST	PIB	INV	VAA	INF	DO
IDE	1.000						
INST	0.073* (0.037)	1.000					
PIB	0.103 (0.204)	0.272*** (0.000)	1.000				
INV	0.508*** (0.000)	0.393*** (0.000)	0.326*** (0.000)	1.000			
VAA	0.137* (0.090)	-0.496*** (0.000)	-0.038 (0.572)	-0.305*** (0.000)	1.000		
INF	-0.008 (0.914)	-0.045 (0.579)	-0.069 (0.391)	-0.108 (0.184)	0.083 (0.305)	1.000	
DO	0.264*** (0.000)	-0.270*** (0.000)	0.046 (0.569)	0.250*** (0.000)	-0.137* (0.092)	0.046 (0.570)	1.000

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

Source : Auteur

2.3. Méthodologie d'estimation

Quand on examine les relations dans un modèle de données de panel, une étape importante est de tester la dépendance transversale et l'homogénéité des coefficients de la pente.

2.3.1 Tests de dépendance transversale et d'homogénéité

La dépendance transversale indique qu'un choc dans une unité transversale affecte les autres unités transversales. Par conséquent, la dépendance transversale doit être prise en compte dans le choix des tests économétriques utilisés dans la recherche. Le premier test, le test LM (c'est-à-dire le multiplicateur de dépendance transversale de LaGrange), étudiant la dépendance transversale, a été développé par Breusch et Pagan (1980), puis Pesaran (2004) a développé le test de dépendance en coupe transversale LM CD (dépendance transversale). Cependant, ces deux tests peuvent donner des résultats biaisés lorsque la moyenne du groupe est égale à zéro et que la moyenne individuelle est différente de zéro. Sur ce, Pesaran et al., (2008) ont corrigé le biais en ajoutant la variance et la moyenne aux statistiques du test au niveau transversal. Par conséquent, Pesaran et al., (2008) ont développé le test de dépendance transversale appelé LM_{adj} (Test LM ajusté).

L'hypothèse nulle indique qu'il existe une indépendance transversale entre les séries, tandis que l'hypothèse alternative montre qu'il existe une dépendance transversale.

La statistique de test de LM ajustée est calculée comme suit (Pesaran et al., 2008) :

$$LM_{adj} = \sqrt{\frac{2}{n(n-1)}} \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \frac{(T-k)\hat{\rho}_{it}^2 - \mu_{Tij}}{v_{Tij}} \quad (4)$$

Sous l'hypothèse nulle, cette statistique est asymptotiquement distribuée selon une normale standard $N(0, 1)$.

Pesaran et Yamagata (2008) proposent un test sur le caractère homogène ou non des coefficients de pente. Les statistiques de test Delta et Delta ajusté sous l'hypothèse nulle d'homogénéité des coefficients de pente sont définies dans les équations (5) et (6).

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (5)$$

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - E(\tilde{z}_{iT})}{\sqrt{Var(\tilde{z}_{iT})}} \right) \quad (6)$$

$$\text{Où } E(\tilde{z}_{iT}) = k, \quad Var(\tilde{z}_{iT}) = \frac{2k(T-k-1)}{T+1} \quad (7)$$

où N dans les équations (5) et (6) est la taille des individus considérés du panel et S indique la statistique du test de Swamy, et k indique le nombre de variables indépendantes. L'hypothèse alternative suppose que les coefficients de pente sont hétérogènes.

2.3.2. Test de racine unitaire ADF augmenté en coupe transversale

Pesaran (2007) produit un test de racine unitaire en panel qui tient compte de la dépendance en coupe transversale des observations et de l'hétérogénéité des coefficients de pente. Il étend les régressions standard de Dickey Fuller (DF) (ou de Dickey Fuller augmenté (ADF)) avec les moyennes des coupes transversales des niveaux retardés et des premières différences des séries individuelles plutôt que de baser les tests de racine unitaire sur les écarts par rapport aux facteurs estimés. Ainsi, de nouveaux résultats asymptotiques sont obtenus à la fois pour les statistiques ADF augmentées en coupe transversale (CADF) individuelle et pour leurs moyennes simples. Les propriétés des petits échantillons des tests sont explorées à travers des expériences de Monte-Carlo, et les simulations indiquent que les tests de racine unitaire de panel CADF ont une taille et une puissance satisfaisantes même si N et T sont relativement petits.

Le test de Dickey Fuller Augmenté en coupe transversale (CADF) de Pesaran (2007) utilise le modèle de régression de panel dans l'équation (8) et la stationnarité des variables est étudiée à l'aide des statistiques t du coefficient \hat{b}_i .

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \overline{\Delta y}_t + e_{it} \quad (8)$$

Pesaran (2007) calcule également la statistique IPS augmentée en coupe transversale (CIPS) par la moyenne des statistiques individuelles de test CADF pour l'ensemble du panel. La statistique CIPS est la suivante :

$$CIPS(N, T) = t - bar = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (9)$$

Où $t_i(N, T)$ est la statistique CADF pour la i ème unité de coupe transversale (Pesaran, 2007).

L'hypothèse nulle du test indique que chaque coupe transversale du panel n'est pas stationnaire. Le test CIPS a une distribution asymptotiquement standard et les valeurs critiques du test ont été tabulées par Pesaran (2006) à l'aide de la simulation Monte Carlo.

2.3.3 Test de cointégration en panel

Pour trouver la cointégration entre les variables, les tests de cointégration en panel de Westerlund (2007) avec bootstrap seront appliqués. Ces tests peuvent être utilisés aussi bien dans les cas de dépendance transversale que dans les cas d'indépendance. Ils permettent également une hétérogénéité entre les unités composant le panel.

Westerlund (2007) considère que le test de correction d'erreur suppose le processus de génération de données suivant :

$$\Delta y_{it} = \delta' d_t + \alpha_i (y_{it-1} - \beta' x_{it-1}) + \sum_{j=1}^{P_i} \alpha_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=-q_i}^{P_i} \gamma_{ij} \Delta x_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

où y_{it} représente la variable dépendante et x_{it} indique le vecteur de variables indépendantes. d_t contient les composantes déterministes. Lorsque $d_t = 0$ il n'y a pas de terme déterministe, $d_t = 1$, Δy_{it} a une constante, et finalement quand $d_t = (1, t)'$, Δy_{it} a à la fois un terme constant et une tendance.

Le paramètre α_i indique la vitesse d'ajustement à l'équilibre $y_{it-1} - \beta' x_{it-1}$ après un choc. Dans le cas $\alpha_i < 0$, cela implique une correction d'erreur dans le modèle qui indique qu'il existe une cointégration entre y_{it} et x_{it} . Dans le cas $\alpha_i = 0$, cela indique l'absence de cointégration. Ainsi, l'hypothèse nulle est l'absence de cointégration, c'est-à-dire $H_0 : \alpha_i = 0$ pour tout i . Cependant, l'hypothèse alternative repose sur l'hypothèse d'homogénéité de α_i . La première paire de tests, appelés tests de moyennes de groupe (G_τ et G_α) ne supposent pas que les α_i sont égaux, donc l'hypothèse alternative est $H_1^G : \alpha_i < 0$ pour au moins un i . La deuxième paire de tests, appelés tests de panel (P_τ et P_α), nécessite que les α_i soient égaux pour tout i . Dans ce cas, l'hypothèse alternative est $H_1^P : \alpha_i = \alpha < 0$ pour tout i .

2.3.4. Techniques d'estimation

Après avoir déterminé l'existence de la relation de cointégration, il convient alors d'estimer de manière efficace cette relation en se basant sur la méthode ARDL. La spécification ARDL présente deux avantages majeurs, elle permet, d'une part, d'estimer conjointement les paramètres de court terme et de long terme et, d'autre part, elle permet d'introduire dans le modèle des variables pouvant être intégrées de différents ordres soit $I(0)$ et $I(1)$, ou cointégrées. Les modèles ARDL peuvent être estimés en utilisant les estimateurs PMG (Pooled Mean Group), MG (Mean Group) et DFE (Dynamic Fixed- Effect). Ces modèles autorisent l'hétérogénéité dans la dynamique d'ajustement des variables vers la relation de long terme

L'estimateur du PMG présente un avantage dans le traitement des panels dynamiques pour lesquels le nombre d'observations temporelles T est plus important que celui des individus N (Pesaran et al., 1999). Il est conçu sur l'hypothèse que la constante du modèle de même que les coefficients de court terme et les variances des erreurs peuvent différer selon les individus, les coefficients de long terme étant cependant contraints d'être identiques à tous les pays. Cet estimateur peut être vu comme une procédure intermédiaire entre les estimateurs MG et DFE.

L'estimateur MG est obtenu en estimant indépendamment N régressions et ensuite en faisant la moyenne des coefficients obtenus. Pesaran et Smith (1995) montrent que l'estimateur MG est un estimateur convergent de la moyenne des paramètres. Mais, il ne prend pas en compte la dimension panel des données et du fait que certains coefficients peuvent être les mêmes pour certains groupes d'individus. Par contre, l'estimateur DFE s'obtient en empilant toutes les données et en imposant une homogénéité de tous les coefficients, à l'exception de la constante. En effet, si l'hypothèse de similitude des coefficients à long terme est acceptée, l'estimateur PMG augmente la précision des estimations par rapport à l'estimateur MG. Toutefois, l'hypothèse d'homogénéité des coefficients à long terme ne peut pas être admise a priori. Pour tester sa pertinence, on procède au test statistique de Hausman pour déterminer lequel de ces estimateurs est le plus efficace dans l'estimation des données. Si les coefficients de long terme sont identiques d'un pays à l'autre, les estimations PMG seront consistantes et efficaces tandis que les estimations MG seront consistantes mais non efficaces. Cependant, si les restrictions de long terme sont imposées à mauvaise escient, les estimations PMG ne sont pas consistantes tandis que les estimations MG fourniront des estimations consistantes de la moyenne des coefficients de long terme parmi les pays.

3. Interprétations des résultats

3.1. Résultats des tests de dépendance transversale et d'homogénéité

Les résultats des tests de LM ajusté de Pesaran et al., (2008), présentés dans le tableau 3, montrent que l'hypothèse nulle d'absence de dépendance en coupe transversale est rejetée au seuil de significativité de 1 %, car les valeurs des probabilités se sont avérées inférieures à 1%. Les séries présentent donc une dépendance transversale. Ce résultat implique qu'un choc survenant dans un pays de l'UEMOA peut être transmis aux autres pays de la zone. Le tableau 3 montre également que l'hypothèse nulle de l'homogénéité de la pente est rejetée. Les coefficients sont donc hétérogènes.

Tableau 3 : Tests de dépendance transversale et d'homogénéité

Test	Statistiques	p-value
Test de dépendance transversale		
Breusch-Pagan LM	49.42**	0.0075
Pesaran scaled LM	5.867***	0.0000
Pesaran CD	2.308***	0.0210
Test d'homogénéité		
Delta	2.891***	0.004
Delta ajusté	3.799***	0.000

(***) et (**) indiquent la significativité au seuil de 1% et 5% respectivement.

Source : Auteur

3.2. Les résultats des tests de racine unitaire CIPS de Pesaran (2007).

Les tests CD indiquent que chaque série présente une dépendance transversale (tableau 3). Par conséquent, les tests CIPS (Z(t-bar)) 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 tests CIPS indiquent que les variables taux de croissance du PIB par habitant, inflation et degré d'ouverture sont stationnaires en niveau alors que les variables IDE, qualité institutionnelle, investissement intérieur, valeur ajoutée agricole sont stationnaires en différence première. Puisque, dans notre échantillon, les séries n'ont pas le même ordre d'intégration, dans ce qui suit, nous testons s'il existe une relation de long terme entre les séries en utilisant les tests de cointégration en panel de Westerlund (2007).

Tableau 4 : Les résultats des tests de racine unitaire CIPS de Pesaran (2007)

Variables	Niveau		Différence première		Conclusion
	Constante et tendance		Constante et tendance		
Investissement direct étranger	-2.229		-4.115***		I(1)
Qualité institutionnelle	-1.726		-3.636***		I(1)
Taux de croissance par habitant	-3.699***				I(0)
Investissement intérieur	-2.347		-4.351***		I(1)
Valeur ajoutée agricole	-2.552		-4.439***		I(1)
Inflation	-4.610				I(0)
Degré d'ouverture	-2.915**				I(0)

Note : (***), (**), et (*) montrent la stationnarité 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 : -2.74%, -2.88%, -3.15%

Source : Auteur

3.3. Les résultats du test de cointégration en panel de Westerlund (2007)

Puisque notre série présente une dépendance transversale, une dépendance transversale dans les vecteurs de cointégration est probable. Par conséquent, nous effectuons le test de cointégration de Westerlund (2007) avec bootstrap sous l'hypothèse de dépendance transversale. Le test de Westerlund (2007) est constitué en fait de quatre tests : G_τ , G_α , P_τ , et P_α . Les deux premiers tests sont appelés des *tests de moyennes de groupe* et l'hypothèse alternative est qu'au moins une observation possède des variables cointégrées. Les deux derniers sont nommés des *tests de panel* et dans ce cas, l'hypothèse alternative est que le panel, considéré comme un tout, est cointégré. Les valeurs de p données dans le Tableau 5 ont été calculées à l'aide d'une méthode de bootstrapping et sont robustes lorsqu'il y a présence de dépendance en coupe transversale dans les séries. Les tests sont effectués avec une constante et une tendance.

Les résultats montrent que, selon la méthode bootstrap, les statistiques moyennes de groupe (G_α) et les statistiques de panel (G_τ , G_α , et P_τ) sont significatives. Selon la distribution standard asymptotique, la statistique moyenne de groupe (G_τ) et la statistique de panel (P_τ) sont significatives. Dans l'ensemble, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration est rejetée à la fois dans la distribution standard asymptotique et dans la méthode bootstrap. Les résultats suggèrent qu'il existe une relation de cointégration entre les séries et qu'elles devraient évoluer ensemble à long terme.

Tableau 5 : Résultats du test de cointégration de Westerlund (2007)

Statistiques	Valeurs	Z-value	P-value ^a	P – value robuste ^b
G_{τ}	-3.018	-2.267	0.012**	0.040**
G_{α}	-9.054	1.230	0.891	0.000***
P_{τ}	-7.912	-2.215	0.013**	0.050**
P_{α}	-7.266	0.769	0.779	0.150

Note : *a* indique les tests où les valeurs *p* sont une distribution normale asymptotique. *b* indique les tests qui ont une valeur *p* basée sur la méthode bootstrap. (***), (**), (*) indiquent respectivement la significativité au seuil de 1%, 5% et 10%. Hypothèse nulle : Absence de cointégration.

Source : Auteur

3.4. Les résultats des estimations

3.4.1. Les résultats des estimations du modèle ADRL

Les résultats des estimations du modèle ARDL avec l'estimateur PMG sur la période 2002-2020 sont présentés dans le tableau 6 ci-dessous. En effet, les résultats du test de Hausman confirment que le postulat d'homogénéité des coefficients de long terme ne peut pas être rejeté². Les estimation PMG sont donc plus consistantes et plus efficaces que les estimations MG et DFE. Ainsi, l'interprétation de nos résultats sera basée uniquement sur les estimations PMG.

Les résultats montrent qu'à long terme, les variables explicatives agissent sur les entrées d'IDE. En effet, le coefficient estimé de la qualité institutionnelle est positif et statistiquement significatif au seuil de 1% à long terme. La qualité institutionnelle a un pouvoir explicatif considérable pour prédire les variations des flux d'IDE. En d'autres termes, il y a une

² Les estimations PMG, MG et DFE ainsi que les résultats des tests de Hausman sont présentés en annexes.

relation positive entre la qualité institutionnelle et les entrées d'IDE. Si la qualité institutionnelle augmente d'un point, les entrées d'IDE augmentent de 0.52 point. Cela implique que les améliorations de la qualité institutionnelle sont liées à l'augmentation des flux d'IDE vers les pays de l'UEMOA. Ce résultat confirme les travaux de Buchanan et al., (2012), Peres et al., (2018) et Bouchoucha et al., (2018) qui ont montré que la qualité institutionnelle efficace crée un climat d'investissement propice qui a tendance à avoir un impact positif sur les flux d'IDE.

Le coefficient estimé du taux de croissance du PIB par habitant est positif et statistiquement significatif au seuil de 5% à long terme. Si le taux de croissance par habitant augmente d'un point, les flux d'IDE connaissent une hausse de 0.16 point. Cela suggère que la croissance économique et le niveau de vie de la population encouragent les flux d'IDE. Ce résultat est conforme à celui de Owusu-Nantwi (2018).

Le coefficient estimé de l'investissement intérieur est positif et statistiquement significatif au seuil de 5% à long terme. Une augmentation de l'investissement intérieur d'un point entraîne une hausse des entrées d'IDE de 0.17 point. Cela implique que la capacité des pays à mobiliser des ressources intérieures se traduit par une augmentation des entrées d'IDE. Ce résultat confirme les travaux de Owusu-Nantwi (2018) et Kahsi et al., (2011).

Le coefficient estimé de la valeur ajoutée agricole est positif et statistiquement significatif au seuil de 1% à long terme. Une hausse de la valeur ajoutée agricole d'un point entraîne une augmentation des flux d'IDE de 0.085 point. De ce fait, l'augmentation de la valeur ajoutée agricole entraîne une hausse des flux d'IDE. Ce résultat est conforme à celui de Sabir et al., (2019).

Le coefficient estimé de l'inflation est négatif et statistiquement significatif au seuil de 1% à long terme et de 5% à court terme. Une hausse de l'inflation d'un point entraîne une baisse des flux d'IDE de 0.15 point à long terme et de 0.05 point à court terme. L'instabilité macroéconomique réduit les entrées de flux d'IDE. Ce résultat est conforme à celui de Ahmad et al., (2014).

Le coefficient estimé du degré d'ouverture est positif et statistiquement significatif au seuil de 1% à long terme. Une hausse du degré d'ouverture d'un point entraîne une croissance des IDE de 0.017 point. Cela implique que l'augmentation du degré d'ouverture entraîne une augmentation des flux d'IDE. Les économies plus ouvertes accueillent davantage d'IDE. Ce résultat confirme les travaux de Komlan (2013), Sabir et al., (2019), et Awadhi et al., (2022).

Le coefficient estimé du terme de correction d'erreur est négatif et inférieur à 1 en valeur absolue et statistiquement significatif au seuil de 10%. Cela indique que le système est dynamiquement stable et converge vers un équilibre à long terme. Cependant, les coefficients de toutes les variables sont statistiquement non significatifs à court terme sauf celui de l'inflation.

Tableau 6 : Résultats des estimations du modèle ARDL avec l'estimateur PMG

Variable dépendante : Investissement Direct Etranger			
	Coefficients	Erreurs standards	Probabilités
Coefficients de long terme			
Qualité institutionnelle	0.521***	0.140	0.000
Taux de croissance du PIB	0.165**	0.074	0.026
Investissement intérieur	0.178***	0.035	0.000
Valeur ajoutée agricole	0.085***	0.051	0.001
Inflation	-0.156***	0.053	0.003
Degré d'ouverture	0.017***	0.025	0.005
Coefficients de court terme			
Coefficient de la correction d'erreur	-0.345*	0.200	0.084
Δ Qualité institutionnelle	-0.515	1.064	0.628
Δ Taux de croissance du PIB	0.001	0.032	0.973
Δ Investissement intérieur	0.144	0.177	0.415
Δ Valeur ajoutée agricole	0.002	0.065	0.970
Δ Inflation	-0.056**	0.027	0.038
Δ Degré d'ouverture	-0.002	0.037	0.948
Constante	0.580	0.311	0.063

Nombre d'observations

136

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

Source : Auteur

3.4.2. Tests de robustesse

Pour tester la robustesse des résultats, des méthodes alternatives d'estimation de la relation de long terme sont utilisées. Ces méthodes sont celles des moindres carrés dynamiques (DOLS) de Stock et Watson (1993) et des moindres carrés ordinaires entièrement modifiés (FMOLS) de Phillips et Hansen (1990). La méthode DOLS repose sur une procédure paramétrique proposée par Saikkonen (1991) et Stock et Watson (1993) dans le cas des séries temporelles. Elle consiste à inclure des valeurs avancées et retardées des variables explicatives dans la relation de cointégration, afin d'éliminer les nuisances liées à l'endogénéité et à la corrélation sérielle des résidus. La méthode FMOLS est une procédure semi-paramétrique, proposée initialement par Phillips et Hansen (1990) et développée par Phillips (1995). Elle consiste à appliquer les MCO sur un modèle transformé afin d'orthogonaliser le résidu de la relation de cointégration par rapport aux innovations des variables non stationnaires.

Pedroni (1996) et Kao et Chiang (2000) ont montré que, dans le cas des données de panel, les méthodes DOLS et FMOLS conduisent à des estimateurs asymptotiquement distribués selon une loi normale centrée réduite. Cependant, Kao et Chiang (2000) montrent aussi la supériorité de la méthode DOLS par rapport à celle FMOLS et que la méthode DOLS est considérée comme étant la technique la plus efficace dans l'estimation des relations de cointégration sur données de panel.

Le tableau 7 montre que les estimations DOLS et FMOLS confirment les résultats obtenus par l'approche ARDL. Sur la période 2002-2019, la qualité institutionnelle, le taux de croissance par habitant, l'investissement intérieur, la valeur ajoutée agricole et le degré d'ouverture ont des impacts positifs et statistiquement significatifs sur les entrées d'IDE. Cependant, l'inflation a une influence négative et statistiquement significative sur les flux d'IDE avec ces deux méthodes.

Tableau 7 : Résultats des estimations DOLS et FMOLS

	Variable dépendante : Investissement direct étranger		
	Estimation DOLS	Estimation FMOLS	Comparaison avec le modèle ARDL
Qualité institutionnelle	0.331***	1.127***	0.521***
Taux de croissance du PIB par habitant	0.737***	6.049***	0.165**
Investissement intérieur	0.486***	0.317***	0.178***
Valeur ajoutée agricole	0.137*	0.169***	0.085***
Inflation	-0.419***	-0.122***	-0.156***
Degré d'ouverture	0.012***	0.752***	0.017***
R2-Ajusté	0.655	0.679	

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

Source : Auteur

Conclusion

L'objectif principale de cette recherche est d'évaluer l'effet de la qualité institutionnelle sur les entrées d'IDE dans les pays de l'UEMOA de 2002 à 2020 en contrôlant les effets de l'inflation, du taux de croissance du PIB par habitant, de l'investissement intérieur en pourcentage du PIB, du degré d'ouverture, de la valeur ajoutée agricole en pourcentage du PIB.

En utilisant la méthode ARDL avec l'estimateur PMG, les résultats de cet article révèlent que :

- La qualité institutionnelle a un effet positif et significatif sur les entrées d'IDE au seuil de 1% à long terme. Ce résultat suggère que les améliorations de la qualité institutionnelle sont liées à l'augmentation des flux d'IDE vers les pays de l'UEMOA.
- Le taux de croissance du PIB par habitant, l'investissement intérieur, la valeur ajoutée agricole, et le degré d'ouverture ont des effets positifs et significatifs sur les flux d'IDE à long terme. Ces facteurs sont des déterminants influents pour attirer les entrées d'IDE dans l'UEMOA.
- Le coefficient estimé de l'inflation est négatif mais non significatif.

Ces résultats sont confirmés par les tests de robustesse effectués avec les méthodes DOLS et FMOLS. Nos résultats appuient également la théorie institutionnelle qui met l'accent sur le rôle des institutions au sein d'un pays dans la création d'un environnement d'investissement favorable. Ainsi, les pays de l'UEMOA doivent continuer à respecter les cadres institutionnels pour attirer davantage d'IDE en tant que bonne gouvernance ou une gouvernance suffisamment bonne pour augmenter la croissance des IDE. Ils doivent à poursuivre les réformes institutionnelles afin de continuer à attirer davantage de flux d'IDE.

Références bibliographiques

- Ahmad, M. H. and Ahmed, Q. M. (2014).** Does the institutional quality matter to attract the foreign direct investment? An empirical investigation for Pakistan. *South Asia Economic Journal*, 15(1), 55-70.
- Ali, F.A., Fiess, N., and Macdonald, R. (2010).** Do institutions matter for foreign direct investment ? *Open Economies Review*, 21, 201-219.
- Asamoah, M. E., Adasi, C. K., and Alhassan, A. L. (2016).** Macroeconomic uncertainty, foreign direct investment and institutional quality: evidence from Sub-Saharan Africa. *Economic Systems*, 612-621.
- Asiedu, E., and Lien, D. (2011).** Democracy, foreign direct investment and natural resources. *Journal of International Economics*, 84(1) : 99-111
- Assuncao, S., Forte, R., and Teixeira, A. A. (2011).** Location Determinants of FDI: A Literature Review. *FPE Working Papers*, 1-23.
- Awadhi, M., James, M. and Byaro, M. (2022).** Does Institutional Development attract Foreign Direct Investments in Sub-Saharan Africa ? A Dynamic Panel Analysis, *African Journal of Economic Review*, 10(1).
- Aziz, O.G. (2018).** Institutional quality and FDI inflows in Arab economies. *Finance Research Letters*, 111-123.
- Bénassy-Quéré, A., Coupet, M. and Mayer, T. (2010).** Institutional determinants of foreign direct investment. *World Economic*, 30, 764-782.
- Bevan, A., Estrin, S. and Meyer, K.E (2004).** Foreign Investment Location and Institutional Development in Transition Economies. *International Business Review*, 13(1), 43-63
- Bouchoucha, N. and benammou, S. (2018).** Does institutional quality matter foreir direct investment? Evidence from African countries. *Journal of the Knowledge Economy*, 1-15.
- Breusch, T.S., Pagan, A.R., 1980,** The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics, *Review of Economic Studies*, 47, 239-53.

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

Carril - Caccia, F., Milgram – Baleix, J. and Paniagua, J. (2019). Foreign direct investment in oil – abundant countries: The role of institutions. *PloS One*, 14(4).

Challe, E., Lopez, J. and Mengus, E. (2019). Institutional quality and capital inflows: Theory and evidence. *Journal of International Money and Finance*, 96, 168-191.

Chen, F., Jiang, G. and Wang, W. (2019). Institutional quality and its impact on the facilitation of foreign direct investment : Empirical evidence from the Belt and Road countries. *Journal of Chinese Economic and Foreign Trade Studies*, 12(3), 167-188.

Coakley, J., Fuertes, A.-M., Smith, R.P., 2006, Unobserved heterogeneity in panel time series models, *Computational Statistics and Data Analysis*, 50, 2361-2380.

Daniele, V. and Marani, U. (2006). Do Institutions Matter for FDI? A Comparative Analysis for the MENA Countries, MPRA Paper from University Library of Munich, Germany.

Dunning, J. H. (2002). Determinants of foreign direct investment: Globalization-induced changes and the role of policies. Paper presented at the Annual World Bank Conference on Development Economics in Europe, Oslo, Mimeo.

Eberhardt, M., Teal, F., 2011, Econometrics for grumblers : a new look at the literature on cross-country growth empirics, *Journal of Economic Surveys*, 25, 109-155.

Faeth, I. (2009). Determinants of foreign direct investment- a tale of nine theoretical models. *Journal of Economic Survey*, 165-196.

Globerman, S. and Shapiro, D. (2002). Global Foreign Direct Investment Flows: The Role of Governance Infrastructure. *World Development*, 30 (11), 1899-1919.

Heidenreich, S., Mohr, A. and Puck, J. (2015). Political strategies, entrepreneurial overconfidence and foreign direct investment in developing countries. *Journal of World Business*, 50(4), 793-803

Huynh, C. M., Nguyen, V. H. T., Nguyen, H. B. and Nguyen, P. C. (2020). One-Way Effect or Multiple-Way Causality: Foreign Direct Investment, Institutional Quality and Shadow Economy? *International Economics and Economic Policy*, 17 (1): 219–239

Iamsiraroj, S. (2016). The foreign direct investment – economic growth nexus. *International Review of Economics and Finance*, 42, 116-133

Kahsai, M., Hailu, Y.G., Nondo, C. and Schaeffer, P.V. (2011). The Role of Institutional Quality in FDI Inflows in Sub-Saharan Africa, *Regional Research Institute Publications and Working Papers*, 58.

Kao, C., and Chiang, M. H. (2000). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. *Advances in Econometrics*, 20, 179-222.

Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2007). Governance matters VI: Governance indicators for 1996–2006, *World Bank Policy Research Working Paper*, 4280.

Kechagia, P. and Metaxas, T. (2018). Sixty years of FDI empirical research: Review, comparison and critique. *The Journal of Developing Areas*, 52(1), 169-181.

Kého, Y. (2012). Le rôle des facteurs institutionnels dans le développement financier et économique des pays de l'UEMOA. *Revue Economique et Monétaire*, 12.

Kinoshita, Y., and Campos, N. (2006). *A Re-examination of the Determinants of Foreign Direct Investment in Transition Economies*. Washington, DC: IMF

Komlan, F.D. (2013). Do Institutions Quality Affect FDI Inflows in Sub Saharan African Countries ? MPRA Paper, 57414.

Kurul, Z. and Yalta, A. (2017). Relationship between Institutional Factors and FDI Flows in Developing Countries: New Evidence from Dynamic Panel Estimation. *Economics*, 5(2), 1-10.

Le, A. H., and Kim, T. (2020). The effects of economic freedom on firm investment in Vietnam. *The Journal of Asian Finance, Economics, and Business*, 7(3), 9-15.

Mahmood, N., Shakil M.H., Akinlaso, I.M., and Tasnia, M. (2019). Foreign direct investment and institutional stability: who drives whom? *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 24(47), 145-156.

Masron, T.A., Naseem, N.A.M. and Wahab, E.A.A. (2018). Institutional Quality in Attracting Foreign Direct Investment to Small Countries. *Malaysian Journal of Economic Studies*, 55(2), 267-284.

Moosa, I.A. and B.A. Cardak, (2006). The determinants of foreign direct investment: An extreme bounds analysis. *Journal of Multinational Financial Management*, 16(2), 199-211

Niarachma, R., Effendi, N., and Ervani, E. (2021). The Effect of Governance on FDI Inflows in ASEAN. *Optimum : Jurnal Ekonomidan Pembangunan*, 11(1), 44-58.

Nielsen, B., Asmussen, C. G. and Weatherall, D. (2017). The location choice of foreign direct investments: Empirical evidence and methodological challenges. *Journal of World Business*, 52(1), 62-82.

Nondo, C., Kahsai, M.S. and Hailu, Y.G. (2016). Does institutional quality matter in foreign direct investment?: Evidence from Sub-Saharan African countries. *African Journal of Economic and Sustainable Development*, 5(1), 12-30.

North, D.C. (1990). *Institutions, institutional change, and economic performance*, Cambridge University Press, Cambridge.

Olander, P. (2019). Economic diversification and institutional quality: Issues of concentrated interests. *Studies in Comparative International Development*, 54(3), 346-364.

Owusu-Nantwi, V. (2018). Foreign direct investment and institutional quality: empirical evidence from South America, *Journal of Economic and Administrative Sciences*, 35(2), 66-78.

- Pedroni, P. (1996).** Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels and the Case of Purchasing Power Parity. Indiana University Working paper, 96–020.
- Peres, M., Ameer, W. and Xu, H. (2018).** The impact of institutional quality on foreign direct investment inflows: evidence for developed and developing countries, *Economic research-Ekonomska istraživanja*, 31(1), 626-644.
- Pesaran, M.H. and Smith, R. (1995).** Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels, *Journal of Econometrics*, 68, 79-113.
- Pesaran, M.H. (1997).** The role of economic theory in modelling the long run, *Economic Journal*, 107, 178-191.
- Pesaran, M.H., Shin, Y., and Smith, R.P. (1999).** Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels, *Journal of the American Statistical Association*, 446, 621-634.
- Pesaran, M.H. (2004).** General diagnostic tests for cross section dependence in panels, CESifo Working Paper Series, 1229.
- Pesaran, M.H. (2006).** Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure, *Econometrica*, 74, 967-1012.
- Pesaran, M. (2007).** A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence, *Journal of Applied Econometrics*, 22, 265-312.
- Pesaran, M.H., Ullah, A., and Yamagata, T. (2008).** A bias-adjusted LM test of error cross-section independence, *Econometrics Journal*, 11, 105-27.
- Pesaran, M.H., Yamagata, T. (2008).** Testing slope homogeneity in large panels, *Journal of Econometrics*, 142, 50-93.
- Phillips, P. C. (1995).** Fully modified least squares and vector autoregression. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1023-1078.
- Phillips, P. C., and Hansen, B. E. (1990).** Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.

- Popovici, O. C. (2014).** FDI theories. A location-based approach. *The Romanian Economic Journal*, 3-24.
- Quazi, R. M. (2007).** Investment climate and foreign direct investment: A study of selected countries in Latin America. *Global Journal of Business Research*, 1(1), 1-13.
- Sabir, S., Rafique, A. and Abbas, K. (2019).** Institutions and FDI: Evidence from developed and developing countries. *Financial Innovation*, 5(1), 1-20.
- Saikkonen, P. (1991).** Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions. *Econometric theory*, 7(1), 1-21.
- Subasat, T. and Bellos, S. (2013).** Governance and foreign direct investment in Latin America: a panel gravity model approach. *Latin America Journal of Economics*, 50(1), 107-131.
- The World Bank Group. (2021).** World Development Indicators 2021.
- Stock, J. H., and Watson, M. W. (1993).** A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, 783-820.
- Westerlund, J. (2007).** Testing for error correction in panel data, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69, 709-749.
- Williamson, Ó. (1998).** The institutions of governance. *American Economic Review*, 88, 75-79.
- World Economic Forum. (2015).** *The Global Competitiveness Report 2015-2016*.
- Xaypanya, P., Rangkakulnuwat, P. and Paweenawat, S.W. (2015)** The determinants of foreign direct investment in ASEAN: The first differencing panel data analysis. *International Journal of Social Economics*, 42(3), 239-350.

ANNEXES

Annexe 1 : Estimations du modèle ARDL avec les estimateurs PMG, MG, DFE

Variables	Variable dépendant : Investissement direct étranger		
	PMG	MG	DFE
	Coefficients de long terme		
Qualité institutionnelle	0.521*** (0.140)	-6.039 (4.693)	0.0138 (0.348)
Taux de croissance du PIB	0.166** (0.0743)	0.320 (0.309)	-0.0223 (0.123)
Investissement intérieur	0.178*** (0.0358)	0.506 (0.530)	0.233*** (0.0778)
Valeur ajoutée agricole	0.0851*** (0.0518)	-0.220 (0.277)	-0.113 (0.0786)
Inflation	-0.156*** (0.0532)	0.231 (0.205)	0.172 (0.115)
Degré d'ouverture	0.0171 (0.0256)	0.0936 (0.192)	0.0334 (0.0372)
	Coefficients de court terme		
Coefficient de la correction d'erreur	-0.345* (0.200)	-0.833*** (0.226)	-0.816*** (0.0988)
Δ Qualité institutionnelle	-0.516 (1.064)	-0.0666 (1.568)	-0.752 (0.533)

Δ Taux de croissance du PIB	0.00111 (0.0327)	0.112*** (0.0415)	-0.000317 (0.0717)
Δ Investissement intérieur	0.144 (0.178)	-0.0939 (0.0979)	0.0304 (0.0956)
Δ Valeur ajoutée agricole	0.00246 (0.0653)	-0.0148 (0.220)	0.0536 (0.0743)
Δ Inflation	-0.0564** (0.0272)	0.0400 (0.0668)	-0.0962 (0.0641)
Δ Degré d'ouverture	-0.00248 (0.0379)	-0.0460 (0.0531)	0.0592 (0.0428)
Constante	0.580* (0.312)	-2.328 (8.055)	-0.619 (2.046)
Observations	144	144	144

Les variables entre parenthèses désignent les erreurs standards. (**), (**), (*) indiquent respectivement la significativité des coefficients au seuil de 1%, 5% et 10%.

Source : *Auteur*

Annexes 2 : Résultats des tests de Hausman

MG/PMG		DFE/PMG/MG				
Statistique	P-value	Décision	Statistique	P-value	Décision	
UEMOA	8.51	0.2032	PMG	4.64	0.5902	PMG

Source : *Auteur*

