

CIREM Working Paper Series

ISSN number : 3079-8426

WORKING PAPER
No. 2025/002-02

UNIVERSITÉ PROTESTANTE AU CONGO

Linéarité et non-linéarité de la relation entre qualité des institutions et développement économique : Évidence empirique en Afrique subsaharienne

PATRICK E. LUKAU

Cite as :

Lukau, Patrick E., 2025, “Linéarité et non-linéarité de la relation entre qualité des institutions et développement économique : Évidence empirique en Afrique subsaharienne,” CIREM Working Paper, no. 2025/002-02.

© April 2025 CIREM WPS. All rights reserved.

Centre Interuniversitaire de Recherche en Économie Mathématique

Center for Interuniversity Research on Mathematical Economics.

Éditorial

CIREM WORKING PAPER SERIES est une collection de travaux de recherche publiés par le Centre Interuniversitaire de Recherche en Économie Mathématique (CI-REM), basé à l'Université Protestante au Congo (UPC). La série vise à diffuser des recherches théoriques et appliquées en mathématiques et en économie, couvrant des domaines tels que la microéconomie, la macroéconomie, l'économétrie, la statistique, la théorie des jeux, les modèles d'équilibre général, ainsi que des travaux en philosophie, épistémologie, métamathématique et logique.

Les travaux publiés sont soumis à une sélection rigoureuse et à un processus d'arbitrage interne garantissant leur qualité scientifique et leur pertinence académique. Cette démarche vise à offrir aux chercheurs un espace de discussion et d'enrichissement de leurs analyses, aux décideurs des perspectives fondées sur des approches rigoureuses, et aux praticiens des outils et modèles adaptés aux réalités économiques. L'objectif de la série est, d'une part, de favoriser un affinage critique du contenu des travaux de recherche sélectionnés et, d'autre part, de les rendre accessibles aux chercheurs, décideurs et praticiens avant leur soumission formelle à des revues académiques ou à d'autres instances de publication.

Directeur de publication

Jean-Paul K. Tsasa

Membres du comité éditorial

Jean-Pierre Afumba, Patrick Bakengela, Josue Diwambuena, Karim Omonga, Dieumerici Zumbu.

CIREM – Centre Interuniversitaire de Recherche en Économie Mathématique
Université Protestante au Congo (Campus du Centenaire)

Adresse : Croisement des avenues de Libération et, Boulevard Triomphal,
B.P. 4745 Kinshasa II, Lingwala, RDC

Email : cirem@upc.ac.cd

Site web : <https://upc.ac.cd/cirem-working-paper-series>

Tél. : +243 81 94 93 358

X : @CIREMath

Linéarité et Non-linéarité de la relation entre Qualité des institutions et Développement Économique : Évidence empirique en Afrique subsaharienne*

Patrick E. Lukau[†]

Résumé

L'objectif principal de ce papier est d'analyser le rôle que joue la qualité des institutions dans la quête du développement économique en Afrique subsaharienne. En d'autres termes, vérifier l'existence de la relation entre la qualité des institutions et le développement économique. Les analyses empiriques ont couvert un échantillon de 41 pays pour la période 1996-2023 de la région. Les premiers résultats obtenus en utilisant les approches standard (méthodes à effets fixes) et les méthodes des moindres carrés généralisés de panel linéaire valident l'hypothèse selon laquelle la qualité des institutions contribue positivement et significativement à la croissance économique. Cependant, ces effets varient selon les sous-régions (Afrique centrale, Afrique de l'Ouest, Afrique de l'Est et l'Afrique australe), mais également, selon la prise en compte de la dimension classification des pays en matière d'inégalité du revenu. Ces résultats se valident également par la méthode du système des moments généralisés en deux étapes, une approche par le panel linéaire dynamique. Deuxièmement, à la suite de la présence de la non-linéarité des relations entre les variables, les résultats du modèle à seuil en panel souple à deux régimes prouvent à la fois l'effet négatif et l'effet positif significatifs de la qualité des institutions sur la croissance économique. Seuls dix sur les 40 pays présentent des moyennes estimées de l'indice institutionnel supérieurs au seuil critique trouvé. Par conséquent, le problème majeur du développement économique en Afrique se justifie par sa pauvreté en matière de la qualité des institutions. Ainsi, il est donc très opportun et prioritaire pour les pays africains d'améliorer la qualité de leurs institutions afin d'espérer sortir de la trappe du sous-développement.

Mots-clés : Qualité des institutions, Développement économique, Dépendance non-linéaire, Afrique subsaharienne.

Classification JEL: O43, O11, I32, O55.

* Nos remerciements vont à l'endroit du : (i) Professeur François Kabuya Kalala pour son encadrement durant mon cursus doctoral à la Faculté d'Administration des Affaires et Sciences Économiques (FASE) de l'Université Protestante au Congo (UPC) ; (ii) Professeur Jose-Maria Mella pour les discussions et ses orientations dont je suis bénéficiaire lors de mes séjours de recherche doctorale à l'université autonome de Madrid entre juillet 2022 et août 2024) ; (iii) Professeur Christophe Hurlin de l'Université d'Orléans pour sa contribution au travers des codes Matlab fournis pour l'exécution des estimations du modèles PSTR ainsi que deux articles de référence.

[†] Université Protestante au Congo (UPC) et Centre Interdisciplinaire de Recherche en Économie Mathématique (CIREM), Kinshasa, RDC. Courriel : lukau.patrick@upc.ac.cd.

Abstract

(Linearity and Non-linearity of the Relationship Between Institutional Quality and Economic Development: Empirical Evidence from Sub-Saharan Africa.) The main objective of this paper is to analyze the role played by institutional quality in the quest for economic development in sub-Saharan Africa. In other words, to verify the existence of a relationship between institutional quality and economic development. The empirical analyses covered a sample of 41 countries for the 1996-2023 period in the region. Initial results obtained using standard approaches (fixed effects methods) and linear panel generalized least squares methods validate the hypothesis that institutional quality contributes positively and significantly to economic growth. However, these effects vary according to sub-region (Central Africa, West Africa, East Africa and Southern Africa), but also according to whether we consider the dimension of country classification in terms of income inequality. These results are also validated by the two-stage generalized method of moments, a dynamic linear panel approach. Secondly, following the presence of non-linearity in the relationships between the variables, the results of the two-regime flexible panel threshold model prove both the significant negative and positive effect of institutional quality on economic growth. Only ten of the 40 countries show estimated averages of the institutional index above the critical threshold found. Consequently, the major problem of economic development in Africa is justified by its poverty in terms of institutional quality. It is therefore an urgent priority for African countries to improve the quality of their institutions, if they are to escape the trap of underdevelopment.

Keywords: Institutions Quality, Economic Development, Nonlinear dependence, Sub-Saharan Africa.

JEL codes : O43, O11, I32, O55.

1. Introduction

Ce papier est un essai d'investigation sur l'expérience du développement économique en Afrique subsaharienne durant les 27 dernières années et fixe pour l'objectif d'analyser le lien existant entre la qualité institutions formelle, en l'occurrence la qualité de la gouvernance, sur le développement économique en Afrique subsaharienne. Au début des années 1982, les pays d'Afrique subsaharienne ont connu plusieurs crises dont la plus sévère est celle de la dette extérieure. Cette crise a été causée par les emprunts bilatéraux, les prêts concessionnels, l'absence des ajustements macroéconomiques et des réformes structurelles. Comme faits observés : (i) augmentation plus que rapide du ratio dette publique et exportations totales que ceux d'autres régions ; (ii) la croissance rapide du ratio dette publique et le produit national brut (PNB) ; (iii) la croissance lente des économies africaines que celles d'autres région du monde. L'existence des contraintes structurelles fondamentales rendant ainsi les économies moins résilientes et vulnérables aux déséquilibres externes. Comme remède proposé par le Fonds monétaire international

(FMI), la promotion des programmes d'ajustement structurel (PAS) qui est un paquet des réformes économiques en vue de réorienter et de revigorer les économies surendettées et à croissance lente. Et cela, en rendant capables les économies à lutter contre le déséquilibre interne comme externe (M. Kidane et B. Logan, 1991). En d'autres termes, retourner vers les grands équilibres macroéconomiques. Ces programmes ont comme politiques majeurs : (i) la réduction des dépenses publiques par des politiques déflationnistes (restriction budgétaires) ; (ii) politiques de réorientation des dépenses publiques et (iii) réformes institutionnelles pour promouvoir l'efficacité. Autrement, mener des politiques d'austérité et de la dévaluation. Malheureusement, ces programmes ont échoué dans la mesure où la croissance et la prospérité n'ont pas été au rendez-vous et la dette n'a fait qu'augmenter (persistance de la crise). Après ces décennies de crises de l'endettement (décennies 1970-1990), l'Afrique a renoué avec la croissance et est parvenue à combattre les hyperinflation qui ont caractérisé ses économies. En matière de la croissance économique, l'Afrique a globalement affiché des meilleures performances en taux de croissance économique moyen de 2,898% et 2.619% respectivement pour les quinquennats 2000-2005 et 2005-2010 contre les moyennes mondiales de 1.884 et 1.213% pendant qu'au niveau subsaharien les taux de croissance moyens ont été supérieurs à ceux du continent à l'exception des périodes 1995-2000 et 2015-2021 (Kabuya et al., 2023). Malgré ces performances en matière de croissance justifiées par des politiques stabilisatrices et de relance, l'Afrique en générale et l'Afrique subsaharienne en particulier, demeurent en ce jour la région du monde la plus pauvre. Par ricochet, la région la moins avancée en matière de développement économique. Plusieurs facteurs, institutionnels, économiques comme politiques, sont à la fois les causes directes et indirectes de ces performances et contre-performances économiques en Afrique (Paitoon, 2020 ; Dickson et al., 2021). Les plus importants de ces facteurs sont ceux liés à la qualité des institutions. Les institutions sont définies comme des lois, des règles, des réglementations et des politiques qui affectent la propension à investir dans la technologie, le capital physique et le capital humain (Acemoglu, 2009). North définit les institutions comme des « contraintes conçues par l'homme qui structurent les interactions politiques, sociales et économiques (North, 1991) ». Selon North, les institutions sont les règles de jeux formelles et informelles dans une société (Liyanage Devangi et al., 2013) ou plus formellement, sont conçues des contraintes qui façonnent les interactions humaines.

Cependant, du point de vue d'économie du développement, l'absence ou la faible qualité des institutions constitue des coûts au niveau de la stabilité du développement économique, et cela, ruine l'économie malgré les énormes potentielles que peut regorger une région (Ochi et al., 2022). Toutefois, la plupart d'études empiriques s'accordent sur le fait que le facteur « institutions » en soit la cause principale (Barro, 1996 ; Acemoglu et al., 2005 ; Rigobon et Rodrik, 2005). Malheureusement, l'Afrique subsaharienne présente une tendance institutionnelle généralement à la baisse durant la période 1996-2021 (Figure 1). Matata et Tsasa (2024) justifient une telle dérive aux raisons qui seraient liées principalement à la qualité des décideurs politiques et économiques ou mieux à la qualité du leadership. Ces auteurs affirment que sans leadership de qualité, les institutions

ne seront pas de bonne qualité et seront inefficaces, et par conséquent, la performance économique et le développement économique en paient les frais. Les institutions pauvres freinent le développement des activités économique et la transformation structurelle des économies africaines. En bref, le problème du développement en Afrique est principalement dû par la crise au niveau de la qualité des institutions. D'où la nécessité de vérifier rigoureusement l'existence de la relation entre la qualité des institutions et développement économique en Afrique subsaharienne.

Certes, il y a plusieurs auteurs dans la littérature qui font cette analyse, mais rares sont ceux qui la font en comparant les effets directs des modèles linéaires et ceux des modèles non-linéaires afin d'en apprécier la robustesse. Au niveau de l'approche linéaire, une comparaison sera faite (i) entre les effets du modèle linéaire statistique et du modèle dynamique au niveau régional et sous-régional ; (ii) au niveau sous-régional afin d'établir une certaine hiérarchisation quant à ce qui concerne les sous-indices de la qualité des institutions en vue de permettre des prises de décisions efficaces et efficaces ; (iii) vérifier si la prise en compte de la dimension catégorielle en matière de l'inégalité de revenus (revenu faible, revenu intermédiaire faible, revenu intermédiaire supérieur et revenu élevé) améliore ou réduit-t-elle l'effet direct de la qualité des institutions sur la croissance économique. Quant à l'approche non-linéaire, la prise en compte des changements structurel qui occasionnent des chocs institutionnels et de ceux en provenance des facteurs explicatifs de la croissance, permettra de délimiter l'effet de seuil sur les différentes phases de la croissance (expansion et récession) et les effets marginaux de chaque régime de croissance. Pour parvenir à ces différents objectifs trois différents modèles seront estimés. Il s'agit des modèles des moindres carrés généralisés (FGLS)¹ qui est la réponse aux problèmes liés à l'inefficacité des données de panel standards comme le modèle à effets fixes (Beck et Katz, 1995). Il s'en suivra une autre technique d'estimation économétrique appelée panel du système des moments généralisés (Sys-GMM) qui a la capacité de corriger les effets hétérogènes des pays non-observés, le biais d'omission des variables, la mesure de l'erreur, et l'endogénéité probable (Pacífico et Giovanni, 2021). Pour évaluer la valeur critique de la qualité des institutions sur la croissance économique, nous utilisons un modèle à seuil « PTR » développé par Hansen (1999) modifié par González et al. (2005) (modèle PSTR²) en présence de deux régimes desquels découlera la valeur-seuil ou critique. Ce seuil permet de cerner le niveau optimal de la qualité des institutions à partir duquel la croissance économique est positivement par l'indice composite de la qualité des institutions. Ainsi, les différentes régressions se font à partir des bases de données de la banque mondiale incluant les indicateurs mondiaux du développement (WDI), les indicateurs de la qualité de la gouvernance (WGI).

¹ De l'anglais *Feasible General Least Squares*.

² *Panel Smooth Threshold Regression*.

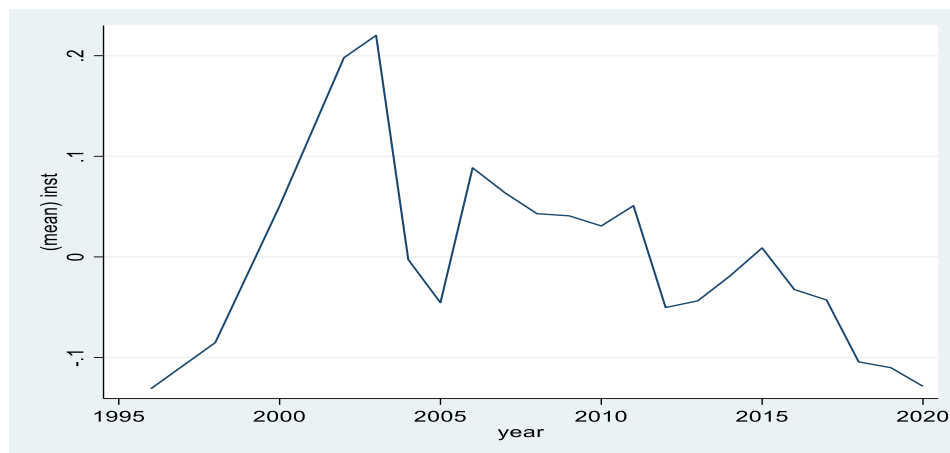


Figure 1 : Évolution de la qualité des institutions en Afrique subsaharienne
(Source : Kabuya et al. Op.cit.).

Tout compte fait, ce papier se structure en quatre points essentiels en dehors de l'introduction. Le premier point, Revue de la littérature, présente un cadre théorique et empirique sur la relation entre la qualité des institutions et la croissance économique. Le deuxième point, Données et spécification des modèles, spécifie les différents modèles économétriques en ayant comme point de départ le modèle canonique de Solow augmenté (Mankiw et al., 1992) après avoir présenté les données et les différentes variables des modèles. Troisièmement, Estimations et discussions empiriques, présente les résultats empiriques des différents modèles spécifiés. Enfin, une dernière section qui, intitulée Conclusion, Implications politiques, limites et Extensions, offre quelques remarques en guise de conclusion.

2. Revue de la littérature

2.1. Relation entre institutions et développement économique : revue théorique

L'analyse de la relation entre la qualité des institutions et le développement économique se présente sur plusieurs approches dont les cinq principales sont : approche économique, approche politique, approche culturelle, approche historique et approche qualitative.

Une approche économique. L'approche économique, basée sur la théorie de l'efficacité institutionnelle³, elle stipule que chaque société choisit des institutions économiques efficaces, institutions permettant de maximiser le revenu total du pays, et que la distribution des avantages de ces institutions est indépendante de la distribution du pouvoir (Acemoglu, 2003 ; Acemoglu et al., 2005 ; La porta et al. ; 1999). Acemoglu et Robinson (2014) ont avancé une idée fondamentale selon laquelle les institutions économiques poussent les acteurs du marché à investir dans le capital humain et physique et à s'adapter aux nouvelles technologies, contribuant ainsi à la croissance économique. Toutefois, la théorie de l'efficacité est basée sur le théorème Ronald Coase (1960). Dans ce cas spécifique, le théorème de Coase suppose si, dans un pays les institutions

³ La théorie de l'efficacité institutionnelle est un concept en économie et en sciences politiques qui examine comment les institutions (comme les gouvernements, les entreprises, et les organisations) peuvent être conçues et fonctionnent de manière à maximiser l'efficacité et les résultats positifs. Les principaux contributeurs de cette théorie sont : Douglass North, Elinor Ostrom et Oliver Eaton Williamson.

économiques existantes sont défavorables aux uns et bénéfiques aux autres, les deux groupes d'individus peuvent entrer en négociations pour modifier les institutions existantes ou en créer de nouvelles institutions qui vont produire des résultats qui profitent à l'ensemble du groupe.

Une approche politique. Les institutions, qu'elles soient politiques ou économiques, n'émanent pas d'un consensus de toute la société, mais plutôt d'un groupe d'individus qui détient le pouvoir politique à un moment précis. Ce groupe est le résultat de conflits d'intérêt. Fors et Olsson (2007), North (1991) et Robinson (1998) montrent clairement que le groupe qui sort victorieux de ces conflits crée des institutions qui leur permettent de maximiser leurs intérêts égoïstes.

Une approche culturelle. L'analyse institutionnelle considère que la qualité des institutions économiques entre pays peut s'expliquer par les différences culturelles ou des croyances idéologiques. Le choix des différentes institutions se font sur base des bonnes valeurs sociales de chaque société (Banfield, 1958 ; Landes, 1998 ; Putnam, 1993 ; Weber, 1958). Edward Glaeser et al. (2004) affirment que les institutions ont un impact secondaire sur la performance économique. Pour ces chercheurs la primauté revient au capital humain et social dont la combinaison donne lieu à des compétences qui sont non seulement productives, mais également essentielles pour la stabilité et le bon fonctionnement des institutions d'une société. Leur thèse principale est que le capital humain influe positivement sur les institutions politiques, ce qui, à leurs tours, contribuent à promouvoir la croissance économique. En revanche, Acemoglu, Johnson et Robinson (2004) balayent cette idée en démontrant que les institutions qui garantissent le respect des droits de propriété sont des moteurs de la croissance économique à long terme ainsi que l'investissement et du développement financier.

Une approche historique. D'aucuns postulent que la qualité des institutions est le résultat d'un ensemble d'événements historiques. Autrement dit, les événements historiques à un moment précis, décident de la nature des institutions, et celles-ci persistent dans le temps en produisant des effets différents selon des espaces bien précis. Cette posture est défendue par plusieurs économistes, sociologues et politologues comme La Porta et al. (1998, 1999) et Dankov et al. (2001). En revanche, Matata et Tsasa (2024) affirment que les historiens de l'économie ont fourni des études détaillées sur les interactions entre les institutions et le développement économique sous différentes perspectives. Celles-ci varient considérablement dans le temps et dans l'espace, combinant ainsi l'approche microéconomique et macroéconomique dans la caractérisation de l'effet de long terme des institutions sur le développement économique.

Une approche qualitative. Cette approche affirme que les institutions agissent directement sur l'environnement des affaires, ce qui a une incidence directe sur le niveau de l'investissement, et par corolaire la croissance économique. De plus, l'impact des institutions sur la croissance économique de long terme se propage à travers la compression des coûts de transaction, la limitation des risques et la disparition de la rigidité des marchés en mutation. De même, une activité économique accrue

s'accompagne par des meilleures institutions (Chtourou, 2004 ; North, 1991 ; Roserberg et Birdzell, 1986).

2.2. Littérature empirique entre institutions et croissance économique

Du point de vue empirique, il existe une littérature assez fournie démontrant les effets significatifs directs et indirects de la qualité des institutions sur la croissance économique. En d'autres termes, cette littérature consacre à la qualité des institutions comme le facteur principal de la croissance économique balayant ainsi toutes les thèses reçues des tenants de la théorie de la croissance endogène au sujet des facteurs explicatifs de la croissance économique et du développement économique. Par exemple, Acemoglu et al. (2005), qui ont étudié en profondeur le rôle des institutions sous de multiples angles et examiné les preuves historiques, en particulier les facteurs contribuant à la diversité institutionnelle substantielle entre les nations. Rigobon et Rodrik (2005) ont montré que la démocratie et le respect des règles sont bons pour la performance économique et impactent fortement le revenu dans le long-terme. Dias et Tebaldi (2012) et Acemoglu et al. (2014, op.cit.) n'ont pas trouvé l'existence d'une relation entre les institutions et la croissance économique. En revanche, Barro (1996) prouve la non-linéarité de la relation entre la démocratie et la croissance dans laquelle la démocratie peut promouvoir et affecter négativement la croissance économique à gauche comme à droite d'un certain seuil.

Acquah et al. (2023) ont proposé un indice composite optimal et des sous-indices optima afin de capturer la multi dimensionnalité du cadre institutionnel d'un pays. Ils ont estimé l'impact des institutions sur le niveau et le taux de croissance du PIB par habitant en se servant d'un échantillon des pays développés comme en voie de développement durant la période 1980-2015. Ces auteurs ont identifié l'effet causal des indices institutionnels sur le PIB d'un pays en recourant à la méthode de score de propension généralisé. Ils prouvent que les institutions sont particulièrement importantes dans les pays à revenus faibles et moyens, et que toutes les institutions ne sont pas équivalentes pour le développement économique. Ils ont également montré les non-linéarités des effets causaux que les différents indicateurs institutionnels ont sur la croissance et la présence d'effets de seuil. Asongu et Kodila (2015) en explorant la base de données sur la qualité de la croissance pour investiguer sur les effets des institutions sur la qualité de la croissance dans 93 pays en développement entre 1990 et 2011, trouvent trois conclusions principales : (i) les institutions sont positivement liées à la qualité de la croissance ; (ii) les institutions ont contribué de manière significative à la qualité de la croissance; (iii) le lien positif entre les institutions et la qualité de la croissance est fondamentalement dû aux pays à faible revenu. Tejinder S. Sara et al. (2009) ont étudié le rôle des institutions sur la croissance des nations en comparant les données du revenu et de la qualité des institutions parmi 87 pays en développement et ont trouvé que la qualité des institutions affecte significativement la croissance économique. Aima Noor and Aobia Anwar (2024) ont fait une investigation de la relation entre qualité des institutions et le niveau du développement économique spécialement dans les Etats-Unis, le Royaume uni, l'Allemagne, la Turquie, la Russie et la chine pour la période entre 1996 et 2019.

Conformément à leurs résultats, les institutions, mesurées par les six indicateurs de la qualité de la gouvernance de Kauffmann (Stabilité politique, lutte contre la corruption/violence et terrorisme, l'état de droit, l'efficacité du gouvernement et la qualité de la réglementation), exercent une influence positive sur le développement économique. Ils ont également remarqué que l'impact de chacun des indicateurs varie d'un pays à l'autre. Oanh et al. (2021), ont évalué l'effet de la qualité des institutions sur la croissance de 48 pays d'Asie durant la période 2005-2018. En utilisant les méthodes de régression quantile avec les données de panel, ces auteurs ont montré que la qualité des institutions était le facteur principal qui explique la croissance économique des pays. Les résultats ont montré l'existence d'un seuil institutionnel pour la croissance économique d'atteindre son niveau le plus élevé. Si l'indicateur d'institutions dépasse le seuil, il provoque l'effet inverse sur la croissance. Similairement, Di Vita (2017) a étudié l'impact de la qualité institutionnelle sur le développement économique en région d'Italie en utilisant un modèle à effets aléatoire (REM) et un modèle des régressions quantiles (QRM) a fait remarquer que la complexité de la régulation - le délai pour trancher les litiges civils - est un obstacle à la croissance économique de la région et du revenu par habitant. Marija (2020), dans son analyse comparative de la relation entre institutions et la croissance économique entre les pays de l'Union européenne et non du Sud-Est, a trouvé l'existence d'une relation de long-terme entre la qualité de la gouvernance et la croissance économique, et que tous les six indicateurs de la qualité de la gouvernance étaient significatifs. Paitoon (2020) a analysé la relation entre les dimensions de la bonne gouvernance et la croissance économique au sein d'un échantillon des 18 pays d'Asie et Pacifique entre 2000-2017. En utilisant la méthode d'estimation à effets-fixes, il a trouvé que tous les indicateurs de la gouvernance impactaient la croissance à l'exception de la voix et responsabilité. Selon ses résultats, l'efficacité du gouvernement apparaissait comme l'indicateur le plus puissant qui influence la croissance économique. Les résultats de l'étude de Mohammad et al. (2020) ont testé l'impact de la qualité de la gouvernance et croissance économique au sein d'un échantillon de 29 pays dont 2 sont développés et 6 émergents entre 1996 et 2014. Cette vérification était faite grâce à la méthode de moment généralisé imposée le choix de modélisation en panel dynamique avec un indice synthétique de la qualité de la gouvernance construite par la méthode d'Analyse de composante Principale (ACP) étant donné les fortes corrélations entre les six indicateurs. Leurs résultats ont montré également l'existence d'une relation positive et significative entre la qualité de gouvernance et la croissance économique à la fois en pays développés et émergents. Similairement, Saima et al. (2014), après avoir observé le rôle des institutions dans la croissance économique en Asie pour la période 1996-2012, ont trouvé que les institutions sont plus réactives dans les régions développées que dans les régions en développement après avoir appliqué le Système GMM en panel avec effets fixes. Noha et I-Ming Chiu (2016) ont comparé l'effet de la qualité de la gouvernance sur la croissance économique pour des pays issus de l'Est d'Asie et d'Afrique du Nord et concluent que la bonne gouvernance a un effet positif significatif sur la croissance durant la période d'investigation. Ils ont remarqué qu'une augmentation d'un point de l'indice synthétique de la gouvernance augmente de 2% le PIB. Albassam (2013) a examiné si la gouvernance affecte la croissance économique des pays développés et en développement

pendant les périodes de crise économique. Le résultat de son étude a révélé que l'existence d'une crise économique avait un effet discret sur l'association entre la croissance et la gouvernance. L'étude a conclu que l'existence de différences dans les niveaux de croissance économique dans différents pays a conduit à des différences dans leur façon de gérer les crises et a confirmé que la gouvernance influence la croissance économique. Dongwang Liu et Ziqi Yang (2024) a étudié la relation entre la qualité de la gouvernance et la croissance économique pour un échantillon des pays d'Asie du Sud-Est. L'étude conclut que la qualité de la gouvernance est le déterminant essentiel de la croissance économique. Ces précédents résultats sont également confirmés par une étude menée par Radulovic (2020) sur l'effet de la qualité institutionnel sur la croissance économique à la fois entre les pays de l'union européenne et ceux non-européens en utilisant les indicateurs institutionnels de Kauffmann.

Des études sur la qualité des institutions ont été menées également dans un contexte spécifiquement africain afin de comprendre la raison de la vulnérabilité de sa situation économique et sociale bien que le continent regorge d'importantes ressources naturelles. Tsopmo (2017) a examiné la relation entre la qualité des institutions, les ressources naturelles et la croissance économique en Afrique subsaharienne et a tenté de déterminer le seuil de la qualité des institutions sur la relation entre ressources naturelles et croissance économique à partir d'une régression de transition souple appelée « Panel Smoothness Transition Regression (PSTR) » et un modèle GMM dynamique. Ouabo et Sawadogo (2019) ont défini le seuil institutionnel pour la stabilité du gouvernement (indice >5.59) et la corruption (indice >1.3) dans la relation avec la croissance économique. Chong (2020) a trouvé une relation non-linéaire entre la qualité des institutions et la croissance économique des pays qui ont signé l'accord de partenariat transpacifique durant la période 2002-2015. Ses résultats ont montré qu'une meilleure qualité des institutions permet de booster les activités économiques, et réciproquement (vice-versa) si la qualité des institutions dépasse le seuil de 0.638. Dans le même ordre idée, d'autres auteurs ont également montré l'existence du niveau de seuil institutionnel qui affecte la croissance économique et une relation non-linéaire entre la qualité des institutions et la croissance économique est identifié (Chong, 2020 ; Oahn et al., 2021).

Dans le même ordre idée, Dickson et al. (2021) ont utilisé une estimation par la méthode des moments généralisés GMM en deux étapes pour analyser l'effet de la qualité des institutions sur la croissance en Afrique subsaharienne entre 2006 et 2018. Leurs résultats ont montré que les efforts d'amélioration de la qualité des institutions affectent positivement et significativement la production des différents pays d'Afrique subsaharienne. Tous les indicateurs de la qualité de la gouvernance tels que l'efficacité du gouvernement, la voix et responsabilité, la stabilité politique et absence de violence ou terrorisme, l'État de droit, le contrôle de la corruption et la qualité de la réglementation impactent positivement et significativement la croissance économique en Afrique subsaharienne. Des efforts au niveau de l'efficacité du gouvernement et la stabilité politique ont conduit à une augmentation respective de 6.476 et 2.95 sur la performance économique en Afrique subsaharienne. Une recherche similaire a été menée par Patrick (2020) au niveau de six pays de la communauté économique et monétaire d'Afrique

centrale (CEMAC) entre 1996-2014. En appliquant le système GMM, il s'est avéré que tous les indicateurs institutionnels sont positifs exceptés la qualité de la réglementation et le contrôle de la corruption. Il y a une relation positive et significative entre la stabilité politique et la croissance économique dans la zone et cela prouve que cet indicateur est le facteur clé de la performance économique dans la zone avec une élasticité estimée à 0.02 par rapport à la croissance économique. Pendant que Fikadu et al. (2019), en vérifiant la même relation au sein de 14 pays de l'Afrique de l'Est entre 2005 et 2016, ont trouvé que la faible performance économique de ces pays est justifiée par la présence d'une faible qualité des institutions. Ils ont trouvé par exemple que le contrôle de corruption et l'efficacité du gouvernement ont un impact positif sur la performance économique, pendant que l'état de droit a un impact opposé. En somme, les pays d'Afrique de l'Est qui ont des bonnes institutions sont hautement performants. Réciproquement, Iheonu et al. (2017) ont analysé l'impact de la qualité des institutions sur la performance économique dans 12 pays d'Afrique de l'Ouest entre 1996 et 2015 avec comme indicateurs de la qualité de la gouvernance : contrôle de la corruption, état de droit, efficacité du gouvernement et qualité de la réglementation. Tous ces indicateurs sont positifs et significatifs quand on applique les méthodes à effets-fixes et effets aléatoires, mais lorsqu'on prend en compte l'endogénéité, seule l'efficacité du gouvernement est significative. Abdullahi et al. (2019), à l'aide d'une estimation GMM, ont révélé qu'au sein des 46 pays africains pendant la période 2000-2014 la qualité des institutions avait un impact direct et indirect sur la croissance économique et le terme d'interaction montre une relation statistiquement significative. Salawu et al. (2018), avec un échantillon de trois pays d'Afrique subsaharienne (Nigéria, Ghana et Afrique du Sud), ont trouvé des effets positifs et significatifs de la qualité des institutions sur la croissance au Ghana et en Afrique du Sud, pendant qu'au Nigéria l'effet est négatif quoique significatif.

Cependant, ces différentes études empiriques ont fait l'objet des vives critiques dont les principales sont : la causalité inverse entre la qualité des institutions et le développement économique, la mesure de la qualité des institutions et la variabilité régionale et les facteurs confondants. En effet, la bidirectionnalité de la relation rend difficile de déterminer si ce sont les bonnes institutions qui induisent le développement ou l'inverse (Hali Edison, 2003). En ce qui la mesure de la qualité des institutions, les indicateurs globaux retenus tels que l'indice de gouvernance, peuvent être subjectifs et ne pas refléter pleinement la complexité et la diversité des institutions dans différents contextes. La variabilité régionale montre que l'amélioration des institutions peut avoir un impact plus significatif sur le développement économique que dans d'autres (Belaid et al., 2009). Enfin, il y a certains facteurs, tels que le capital humain, l'éducation et la santé, peuvent influencer la relation entre la qualité des institutions et le développement économique. Il est donc difficile d'isoler l'effet des institutions de ces autres variables (Belaid et al., 2009 op. cit).

3. Méthodologie

L'objectif principal poursuivi dans ce papier est celui d'analyser la nature de la relation entre la qualité des institutions et le développement économique, d'en évaluer l'impact (contribution marginale) dans le cadre des économies des pays d'Afrique subsaharienne. Du point de vue spécifique, cette étude cherche également à vérifier l'existence probable ou non d'une relation non-linéaire entre la qualité des institutions et la croissance économique et d'en déterminer le seuil optimal ou critique. Pour parvenir à ces deux objectifs, principal comme spécifique, cette section procédera dans un premier temps par la présentation des sources de données, la justification du choix et la description des différentes variables. En second lieu, élaborer un indice synthétique de la qualité des institutions étant donné d'éventuelles fortes corrélations qui existeraient entre les différents indicateurs qui caractérisent les institutions (qualité de la gouvernance). En troisième lieu, en partant du cadre d'analyse du modèle de Solow augmenté (Mankiw et al., 1992, Acquah, 2023), spécifier les différentes équations économétriques en conformité avec les différentes critiques soulevées dans la littérature empirique existante afin de répondre rigoureusement aux objectifs fixés. En dernier lieu, nous présenterons les différentes méthodes d'estimations spécifiques aux différents modèles économétriques spécifiés.

3.1. Sources de données, choix et description des variables de l'étude

3.1.1. Sources de données

Les différentes données utilisées dans la présente étude, couvrant la période 1996-2023, tirent leurs sources des différentes bases de données de la Banque mondiale telles que les indicateurs mondiaux du développement (WDI), les indicateurs mondiaux de la gouvernance (WGI)). Un échantillon de 40⁴ pays d'Afrique subsaharienne sur le total de 49 repartis selon les spécificités sous-régionales aux nombres de douze, huit, dix et dix-huit respectivement pour l'Afrique de l'Est, l'Afrique centrale, l'Afrique australe et l'Afrique de l'Ouest (cf. Annexe tableau A1). Ces pays sont également catégorisés en clusters en fonction de leur répartition de revenus ou de l'inégalité de revenus. Par conséquent, les pays sont également repartis aux nombres de deux, dix-neuf, dix-huit et six, respectivement pour le revenu élevé, le revenu faible, revenu intermédiaire faible et revenu intermédiaire élevé (Cf. Annexe tableau A1).

3.1.2. Choix et description des variables de l'étude

Les différentes variables sont sélectionnées sur base de la littérature empirique jugée pertinente dans l'analyse de la relation entre la qualité des institutions et le développement économique dans le monde en général et en Afrique subsaharienne, en particulier. Le

⁴ Afrique du Sud, Angola, Bénin, Botswana, Burkina Faso, Burundi, Cameroun, République centrafricain, Comores, Congo (République Démocratique), Congo, Cote d'Ivoire, Erythrée, Eswatini, Ethiopie, Gabon, Gambie, Ghana, Guinée, Guinée-Bissau, Guinée équatoriale, Île Maurice, Kenya, Lesotho, Madagascar, Mali, Mauritanie, Namibie, Niger, Ouganda, Rwanda, Sénégal, Seychelles, Sierra-Leone, Soudan, Tanzanie, Tchad, Togo, Zambie, Zimbabwe.

développement économique, mesurée par la croissance économique, est la variable dépendante, la qualité des institutions (qualité de la gouvernance) comme variable exogène et un vecteur des variables macroéconomiques et autres comme variables de contrôle jugées indispensables dans l'analyse de la croissance.

A. Indicateurs de la qualité des institutions

Il s'agit de la qualité des institutions mesurée par la qualité de la gouvernance qui est traduite par les six indicateurs proposés par Daniel Kaufmann (2009). Chacun de ces indicateurs est généré par une analyse des facteurs basée sur multiple questions. Ces indicateurs sont : le contrôle de la corruption, la stabilité politique et l'absence de la violence ou du terrorisme, l'efficacité du gouvernement, l'État de droit, la qualité de la réglementation, et la voix et responsabilité. Le tableau 1 donne la catégorisation et la mesure de ces six indicateurs dont Les valeurs de ces différents indicateurs sont comprises dans un intervalle des bornes -2.5 et 2.5 respectivement pour une efficacité faible et une efficacité forte.

Tableau 1- Indicateurs de la qualité de la gouvernance (Kaufmann, 2011)

Indicateurs	Mesure
<i>Processus par lequel les gouvernements sont sélectionnés, contrôlés et remplacés</i>	
1. Voix et responsabilité	Perception de la mesure dans laquelle les citoyens d'un pays sont capables de participer au choix de leur gouvernement, ainsi qu'à la liberté d'expression, la liberté d'association et la liberté des médias.
2. Stabilité politique et absence de la violence ou du terrorisme	Perception de la probabilité que le gouvernement soit déstabilisé ou renversé par des moyens anticonstitutionnels ou violents, y compris la violence à motivation politique et le terrorisme.
<i>Capacité du gouvernement à formuler et à mettre en œuvre efficacement des politiques saines</i>	
3. Efficacité du gouvernement	Perception de la qualité des services publics, la qualité du service citoyen et le degré de son indépendance à des pressions politiques, la qualité de la formulation et de l'implémentation des politiques, et la crédibilité des engagements du gouvernement vis-à-vis de ses politiques.
4. Qualité de la réglementation	Perception de l'habileté du gouvernement à formuler et implémenter les politiques saines et régulations qui permettent et promeuvent le développement du secteur privé.
<i>Respect des citoyens et de l'Etat pour les institutions qui régissent les interactions économiques et sociales entre eux</i>	
5. Etat de droit	Perception de la mesure dans laquelle les agents ont confiance dans les règles de la société et les respectent, et en particulier la qualité de l'exécution des contrats, les droits de propriété, la police et les tribunaux, ainsi que la probabilité de la criminalité et de la violence.
6. Contrôle de corruption	Perception de la mesure dans laquelle le pouvoir public est exercé à des fins de gain privé, y compris les formes de corruption, ainsi que la "capture" de l'État par les élites et les intérêts privés (capture du régulateur).

Source : Adapté de Kabuya K. et al. (2023).

Toutefois, il sied de noter que de ces six indicateurs sera généré un indice synthétique par la méthode de réduction de dimension Analyse en Composantes Principales (ACP) ou Analyse en composantes factorielles (ACF)) qui permettra d'évaluer l'impact global de tous les six indicateurs de la qualité des institutions sur le développement économique mesuré ici par la croissance économique.

B. Autres variables explicatives et variables de contrôle

Une série des variables macroéconomiques et autres qualifiées des « variables de contrôle » fera partie intégrante du modèle au regard du cadre d'analyse choisi. Ce cadre d'analyse repose sur le modèle de Solow Augmenté (Mankiw et al., 1992, Acquah, 2023, Ohno et al., 2021, Degbedji et Chabossou, 2023). Il s'agit du capital physique mesuré par la formation brute du capital fixe, du capital humain pour capter le niveau de l'éducation (taux de scolarité brut en primaire), de la somme taux de croissance démographique, taux de dépréciation du capital et taux croissance du progrès technique mesurée par la croissance démographique, de l'inflation (indice des prix à la consommation), de l'ouverture commerciale, du développement financier, des investissements directs étrangers, et des aides publiques au développement (cf. tableau 2).

Tableau 2 - Synthèse des variables des modèles

Variables	Description	Signes attendus	Sources
Variable dépendante			
PIBH	Logarithme du PIB par habitant		WDI
Variables explicatives institutionnelles			
FInstQ	Indice composite de la qualité de la gouvernance	+	Auteur (ACP)
Ccorr	Contrôle de la corruption	+	WGI
Pstab	Stabilité politique/Absence de la violence ou terrorisme	+	WGI
Geff	Efficacité du gouvernement 2.	+	WGI
EtDroit	Etat de droit	+	WGI
QReg	Qualité de la réglementation	+	WGI
VResp	Voix et responsabilité	+	WGI
Autres variables explicatives et variables de contrôle			
Fbcfg	Formation brute du capital fixe (capital physique) en % du PIB	+	WDI
Enrolp	Taux de scolarisation brut en primaire (capital humain)	+	WDI
Gpop	Croissance démographique	-	WDI
Inflat	Indice des prix à la consommation	+ ou -	WDI
Ouv	Ouverture commerciale en % du PIB	+	WDI
GIde	Investissements directs étrangers en % du PIB	+ ou -	WDI
DevFin	Crédit aux ménages par les banques	+	WDI
Apd	Aides publiques au développement	+ ou -	WDI

3.2. Indice synthétique de la qualité des institutions

Comme nous l'avons annoncé précédemment, l'objectif de la détermination de l'effet direct de la qualité des institutions sur le développement économique ne consiste pas seulement à mettre en évidence les effets de chacun des six indicateurs de la qualité de la gouvernance, mais aussi à en donner l'impact global au travers d'un indice synthétique de la qualité de la gouvernance. Pour parvenir à générer cet indice, nous recourons à une des méthodes qualifiées des méthodes de réduction de dimension parce que le modèle pourrait être sujet d'un problème de multicollinéarité qui résulterait de la prise en compte simultanée de ces six indicateurs dans le modèle.

Pour rappel, il existe plusieurs méthodes possibles de réduction de la dimension telles que la méthode basée sur la spécification d'un modèle de Markov latent dont la méthodologie est proposée par Farcomeni et al. (2021). Toutefois, les méthodes les plus fréquemment utilisées sont « l'analyse en composantes principales (ACP) et l'analyse en composantes factorielles (ACF) ». Tout compte fait, cette étude se penche sur l'ACP conformément aux résultats du test de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO test) et celui de sphéricité de Bartlett (AlShiab et al., 2020). L'un des avantages de ce type d'analyses multivariées est d'éviter au modèle à estimer le problème de multicollinéarité occasionnée par les corrélations mutuelles fortes entre les indicateurs de la qualité de la gouvernance (Lio et Liu, 2008 ; Ariabo et al., 2019 ; Degbedji et Chabossou, 2023).

3.3. Modèle canonique de Solow augmenté

Pour évaluer les effets directs des indicateurs de la qualité des institutions ainsi que celui de son indice synthétique sur la croissance économique, le choix de la forme fonctionnelle est porté sur une spécification identique à celle de Mankiw, Weis et Romer (1992).

Nous partons de ce modèle canonique et nous y intégrerons au fur et à mesure les indices institutionnels afin de capter l'impact direct de la qualité des institutions sur la croissance économique comme présenté par Nawaz et al. (2019) et Acquah et al. (2023). Cette forme canonique sera modifiée selon que l'analyse se basera sur une forme statique ou dynamique, et selon que l'analyse se portera sur la vérification de la non-linéarité de la relation entre la qualité des institutions et la croissance économique.

Postulons que la technologie de production est neutre au sens de Harrod⁵, c'est-à-dire la productivité augmente lorsque le facteur travail augmente.

$$Y_{it} = K_{it}^{\alpha} H_{it}^{\beta} (A_{it} N_{it})^{1-\alpha-\beta}, \quad (1)$$

avec $\alpha + \beta < 1$,

⁵ Sir Henry Roy Forbes Harrod (1900 - 1978) était un économiste anglais. Il est surtout connu pour avoir écrit *The Life of John Maynard Keynes* (1951) et pour avoir développé le modèle Harrod-Domar, que lui et Evsey Domar ont mis au point de manière indépendante.

où Y_{it} le produit intérieur brut réel, K_{it} le capital physique pour le pays i au temps t , H_{it} représente le capital humain du pays i au temps t , A_{it} est le progrès technique neutre à la Harrod du pays i au temps t et N_{it} est la force du travail du pays i au temps t . Nous postulons également que la force du travail et la technologie sont exogènes et croissent aux taux respectifs de n et g . Mais aussi, le facteur capital physique et le facteur capital humain se déprécient aux mêmes taux constants de δ .

La forme linéaire de l'équation (1) sous la forme intensive s'écrit

$$\ln\left(\frac{Y_{it}}{N_{it}}\right) = \ln A_{it} + \alpha \ln\left(\frac{K_{it}}{A_{it}N_{it}}\right) + \beta \ln\left(\frac{H_{it}}{A_{it}N_{it}}\right). \quad (2)$$

Au niveau de l'équilibre de long terme (état stationnaire), cette équation devient

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Y_{it}}{N_{it}}\right)^* &= \ln A_{i0} + g_{it} + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln(s_k)_{it} + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(s_h)_{it} \\ &\quad - \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(n+g+\delta)_{it}, \end{aligned} \quad (3)$$

où s_k et s_h sont respectivement des fractions exogènes du produit total investies dans le capital physique et le capital humain.

3.4. Spécification des modèles économétriques

De prime abord, il faut noter tout de même que le facteur A peut capter un ensemble important des facteurs en dehors des facteurs traditionnels de la production (la force du travail et le capital). Ces autres facteurs qui sont, par exemple, la dotation en ressources naturelles, le climat, les institutions, affectent également le niveau du PIB. Intuitivement, la logique selon laquelle les institutions affectent la productivité peut être facilement incorporée dans un modèle en postulant que le progrès technique A est fonction des institutions (Dawson, 1998). Ainsi, différemment du modèle MRW dans lequel $\ln(A_{it}) = \alpha + \varepsilon_{it}$ avec $\varepsilon_{it} \sim N(0,1)$ représente le choc de spécificité pays, nous postulons : $\ln(A_{it}) = f(z_{it}) + \varepsilon_{it}$. En considérant cette dernière formulation et en y incorporant un nouveau vecteur des variables de contrôle X en dehors du capital physique, capital humain et travail, le modèle empirique devient

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Y_{it}}{N_{it}}\right) &= \phi_0 + \phi_1 f(z_{it}) + \phi_2 \ln(s_k)_{it} + \phi_3 \ln(s_h)_{it} + \phi_4 \ln(n+g+\delta)_{it} \\ &\quad + \sum_{i=1}^m \theta_i X_{it} + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (4)$$

avec $\phi_0 + \phi_1 f(z_{it})$ la productivité totale des facteurs, ϕ_1 effets directs des institutions sur le PIB par tête, $\phi_2 = \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta}$, $\phi_3 = \frac{\beta}{1-\alpha-\beta}$ et $\phi_4 = \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta}$ et θ_i effet de chaque autre variable de contrôle qui explique la croissance économique. Cette spécification implique

que les différences en matière des institutions ont un effet homogène sur le niveau de productivité entre pays (ϕ_1).

De manière spécifique et tenant compte de toutes les variables sélectionnées dans le cadre de cette analyse (cf. tableau 2), les modèles économétriques s'écrivent

$$\begin{aligned} \ln PIBH_{it} = & \phi_0 + \phi_1 FInst_{it} + \phi_2 \ln(Fbcfg)_{it} + \phi_3 \ln(Enrolp)_{it} \\ & + \phi_4 \ln(GPop)_{it} + \theta_1 \ln(Inflat)_{it} + \theta_2 \ln(Ouv)_{it} \\ & + \theta_3 \ln(GIde)_{it} + \theta_4 \ln(Devfin)_{it} + \theta_4 \ln(Apd)_{it} \\ & + v_i + u_{it}, \end{aligned} \quad (5)$$

avec $Inst_{it}$ comme vecteurs des différents sous-indices et de l'indice synthétique de la qualité de la gouvernance ($FInst_{Qit}$, $Pstab_{it}$, $Ccorr_{it}$, $Geff_{it}$, $EtDroit_{it}$, $QRegl_{it}$, $VRespons_{it}$), où $i = 1, 2, \dots, N$; $t = 1, 2, \dots, T$ (i et t représentent respectivement le pays et le temps dans le modèle), v_i est l'effet fixe lié aux spécifications pays et le terme d'erreurs u_{it} qui est indépendamment distribué $u_{it} \approx i. i. d(0, \delta_u^2)$.

L'équation (5) permet de capter l'impact de l'indice synthétique de la qualité de la gouvernance ainsi que ceux des différents indices de la qualité de la gouvernance (sous-indices) sur la croissance économique.

3.5. Méthodes d'estimation

En ce qui concerne les méthodes d'estimation de l'impact de la qualité des institutions sur le développement économique dont la croissance économique est la variable proxy, cette étude utilise premièrement les méthodes des régressions classiques ou standard des données de panel telles que la méthode des moindres carrés ordinaires (Pooled OLS), la méthode à effets-fixes (FEM) et la méthode à effets aléatoires (REM). Ensuite, le test diagnostique de Hausman va départager entre le choix de la spécification FEM et celle dite REM appropriée. Toujours est-il que les résultats peuvent révéler la présence de l'hétéroscédasticité (variance non constante), de l'autocorrélation sérielle des termes d'erreurs et de la dépendance entre individus (dépendance en coupe transversale) dans le modèle. Dans ce cas, Beck et Katz (1995) proposent la méthode des moindres carrés généralisés (FGLS)⁶ pour améliorer la robustesse des différentes estimations.

Cependant, limiter une telle analyse avec des modèles de panel statiques, bien que la méthode FGLS donnerait des estimateurs robustes, serait inefficace. Il est donc recommandé d'utiliser des modèles dynamiques au regard du caractère dynamique des phénomènes économiques.

⁶ De l'anglais *Feasible General Least Squares*.

Tableau 3- Spécification Différence-GMM et Système GMM

A. Conditions	B. Développé par :
1. Modèle de Panel dynamique.	1. Holtz Zakin, Newey, and Rosen, 1998, <i>Econometrics</i> 56: 1371-1395.
2. Petit nombre de périodes (T) et grand nombre (N) de panels.	2. Arellano and Bond, 1991, <i>Review of economic studies</i> 58: 277-297.
3. Les variables indépendantes ne sont pas strictement exogènes, c'est-à-dire qu'elles sont corrélées avec la réalisation passée et possiblement présente avec le terme d'erreur (endogénéité).	3. Arellano Bond, 1995, <i>Journal of Econometrics</i> 68: 29-51.
4. Effets fixes aléatoirement distribués.	4. Blundell and Bond, 1998, <i>Journal of Econometrics</i> 87 : 115-143.
5. Hétéroscédasticité.	C. Instruments
6. Autocorrélation avec le panel ou groupes.	1. Instruments internes : gmmstyle (...)
	2. Instruments externes : ivstyle (...)

Source : Kabuya et al. (2023, p. 187).

La littérature empirique renseigne un bon nombre des méthodes d'estimations pour une telle analyse. Toutefois, cette étude opte également pour la méthode des moments généralisés en deux étapes (GMM two-step) suggérée par Arellano et Bond (1991), Arellano et Bover (1995), Blundell et Bond (1998), AlShiab et al. (2020) et Roodman (2009). L'intérêt de l'approche GMM réside dans sa capacité à fournir des estimateurs cohérents même lorsque les variables explicatives ne sont pas strictement exogènes. Ceci est réalisé grâce à l'utilisation de variables instrumentales dérivées des valeurs décalées des variables endogènes. La méthode suppose également que le terme d'erreur ne soit pas corrélé aux réalisations futures des variables explicatives. Ainsi, certaines conditions nécessaires et suffisantes doivent être remplies avant d'utiliser cette méthode de panel dynamique. Blundell et Bond (1998, op.cit.) et Bond (2001) ont, en effet, proposé respectivement deux algorithmes à cette fin (tableau 1.6). Bien que Arellano et Bover (1995) et Blundell et Bond (1998) justifient la supériorité du système GMM sur les méthodes des moments généralisées en différence, le tableau 1.5 pose des conditions préalables pour l'utilisation soit d'une différence GMM, soit du système GMM. Ces auteurs argumentent que le système GMM est capable de corriger les effets hétérogènes des pays non-observés, le biais d'omission des variables, la mesure de l'erreur, et l'endogénéité probable qui affecte fréquemment l'estimation en rapport avec des études sur la croissance économique. Cette technique combine un système d'équations exprimé en modèle de régression en première différence et en niveau. L'équation en première différence capte l'hétérogénéité non-observée et le biais d'omission d'une variable aussi bien que la composante invariant-temps de la mesure du terme d'erreur. Elle corrige

également le biais d'endogénéité (composante temporelle) via les variables explicatives instrumentales.

Supposons l'équation (5) augmentée du $\ln Pibh_{i,t-1}$ dans un premier temps et dont la forme générique est l'équation (6). De cette dernière équation, on va par la suite intégrer l'interaction entre la qualité des institutions et la variable dummy (*Cluster.FInstQ*) caractérisant les pays à revenu intermédiaire supérieur (équation 7).

$$\begin{aligned} \ln Pibh_{it} = & \phi_0 + \phi_1 \ln(Pibh_{i,t-1}) + \phi_2 FInst_{it} + \phi_3 \ln(Fbcf)_{it} + \phi_4 \ln(Enrolp)_{it} \\ & + \phi_5 \ln(GPop)_{it} + \theta_1 \ln(Inflat)_{it} + \theta_2 \ln(Ouv)_{it} + \theta_3 \ln(GIde)_{it} \\ & + \theta_4 \ln(Devfin)_{it} + \theta_4 \ln(Apd)_{it} + v_i + u_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \ln Pibh_{it} = & \phi_0 + \phi_1 \ln Pibh_{i,t-1} + \phi_2 (Cluster.FInst)_{it} + \phi_3 \ln(Fbcf)_{it} \\ & + \phi_4 \ln(Enrolp)_{it} + \phi_5 \ln(GPop)_{it} + \theta_1 \ln(Inflat)_{it} \\ & + \theta_2 \ln(Ouv)_{it} + \theta_3 \ln(GIde)_{it} + \theta_4 \ln(Devfin)_{it} + \theta_4 \ln(Apd)_{it} \\ & + v_i + u_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

où *FInst* et *Cluster* représentent respectivement le vecteur d'indicateurs de la qualité de la gouvernance (y compris l'indice synthétique) et la variable dummy qui définit les pays à revenu intermédiaire supérieur (y compris le Seychelles qui est le seul pays à revenu élevé). Il faudra savoir que trois tests-diagnostics s'imposent pour s'assurer de la robustesse des estimations issues de tout modèle de Panel dynamique. Il s'agit du test sur les statistiques de Fisher (significativité-conjointe des paramètres des modèles) ou Wald pour s'assurer de la qualité d'ajustement de la régression (Regression Goodness-of-fit) des estimateurs. Le test de Sargan ou Hansen et Arellano-Bond qui sont respectivement basées sur les restrictions de sur-identification des instruments (ou test de validité des instruments) et l'autocorrélation sérielle du premier et du second ordre des résidus (AB test)⁷.

Tout compte fait, le tableau 3 donne les deux règles d'or appelées Rule-of-thumb 1 et Rule-of-thumb 2 qui facilitent la prise de décision sur le choix d'un système GMM ou d'une différence GMM. Toutefois, nombreux sont les auteurs qui préfèrent pour la règle d'or 2 pour valider ou justifier le choix d'un système GMM en une ou deux étapes en lieu et place de la différence GMM. Ces derniers sont présentés par un système d'équations qui prend en compte le modèle en niveau et le modèle en différence première.

⁷ AB test: Test d'autocorrélation de Arellano-Bond.

Soit la forme générale de l'équation (8) ci-après :

$$Y_{it} = \phi_0 + \phi_1 Y_{it-1} + \phi_2 Z_{it} + \phi_3 X_{it} + (v_i + u_{it}), \quad (8)$$

avec Y_{it} , Y_{it-1} , Z_{it} , X_{it} et $(v_i + u_{it})$ respectivement la croissance économique (lnPibh), le lnPibh décalée d'une période, les institutions (FInstQ, Pstab, Ccorr, Geff, EtDroit, Qregl et Vrespons), le vecteur des logarithmes de variables explicatives et variables de contrôle (Fbcf, Enrolp, GPop, Inflat, Gide, Ouv, DevFin et Apd).

Tableau 3- Spécification de la différence GMM et du système GMM

A. Blundell-Bond (1998), Rule-of-thumb 1	B. Bond (2001), Rule-of-thumb 2
1. Si la variable dépendante de l'équation (24) est persistante et proche d'une marche aléatoire (i.e., $\phi_1 \rightarrow 1$), l'application de l'estimateur d'une Différence-GMM produit une estimation à la fois biaisée et inefficace de ϕ_1 dans des échantillons finis, et ce problème est ambigu lorsque la période T est courte. 2. Blundell et Bond (1998) attribuent la mauvaise performance de l'estimateur GMM de différence dans de tels cas à l'utilisation d'instruments de mauvaise qualité. Pour remédier à ce problème, ils proposent l'utilisation d'un estimateur du système GMM. 3. Des variables indépendantes qui ne sont pas strictement exogènes, ce qui signifie qu'elles sont corrélées avec la réalisation passée et éventuellement actuelle du terme d'erreur (endogénéité).	1. Le modèle autorégressif doit être initialement estimé par la méthode Pooled OLS et à effets fixes (FEM). 2. L'estimation par la méthode Pooled OLS pour ϕ_1 doit être considérée comme une estimation de la borne supérieure, tandis que l'estimation correspondante par la FEM doit être considérée comme une estimation de la borne inférieure. 3. Si l'estimateur ϕ_1 GMM de différence obtenu est proche ou inférieure à l'estimation des effets fixes, cela suggère que la première estimation est biaisée vers le bas en raison d'une instrumentation faible et qu'il faut préférer un estimateur du système GMM.

Source : Kabuya et al., (2023, p188).

Pour éliminer l'effet fixe, l'équation (8) est premièrement décalée d'une période et prend la forme

$$Y_{i,t-1} = \phi_0 + \phi_1 Y_{i,t-2} + \phi_2 Z_{i,t-1} + \phi_3 X_{i,t-1} + (v_i + u_{i,t-1}) \quad (9)$$

Par la suite, nous soustrayons l'équation (8) de $Y_{i,t-1}$ pour obtenir :

$$Y_{it} - Y_{i,t-1} = (\phi_0 - \phi_0) + \phi_1 (Y_{it-1} - Y_{i,t-2}) + \phi_2 (Z_{it} - Z_{i,t-1}) + \phi_3 (X_{it} - X_{i,t-1}) + (v_i - v_i) + (u_{it} - u_{i,t-1})$$

$$\Delta Y_{it} = \phi_1 \Delta Y_{it-1} + \phi_2 \Delta Z_{it} + \phi_3 \Delta X_{it} + \Delta u_{it}. \quad (10)$$

Ainsi, le système GMM s'écrit

$$\begin{cases} Y_{it} = \phi_0 + \phi_1 Y_{it-1} + \phi_2 Z_{it} + \phi_3 X_{it} + v_i + u_{it} \\ \Delta Y_{it} = \phi_1 \Delta Y_{it-1} + \phi_2 \Delta Z_{it} + \phi_3 \Delta X_{it} + \Delta u_{it} \end{cases} \quad (11)$$

$$(12)$$

Cependant, Barro (1996) et Chong (2020) ont démontré que la relation entre la qualité des institutions et la croissance économique est non-linéaire. Ceci voudrait dire que la qualité des institutions peut promouvoir la croissance économique jusqu'à certain seuil après lequel elle réduit la croissance économique ou l'augmente. Chong (2020, op.cit.) et d'autres auteurs ont trouvé la courbe en U renversée de la relation entre qualité des institutions et croissance économique. Ainsi, dans le cadre de l'évaluation de la valeur critique (seuil optimal) en cas de non-linéarité évidente, il existe plusieurs méthodes puissantes et efficace en dehors des méthodes moindres carrés généralisés non-linéaires, les méthodes telles que le PTR (Panel Threshold Regression) développé par Hansen (1999), mais également la méthode appelée Panel Smooth Threshold Regression (PSTR) avec effets fixes individuels développée par González et al. (2005). Nous optons pour une estimation du modèle PSTR décrivant la qualité de la gouvernance avec un seuil ou deux régimes extrêmes (voire plus) et une fonction de transition qui illustre la relation entre la qualité de la gouvernance ($FInstQ$) et la croissance économique ($lnPib_{it}$):

$$y_{it} = \beta_i + \theta'_0 x_{it} + \theta'_1 x_{it} g(FInstQ_{it}, \gamma, c) + u_{it} \quad (13)$$

avec $g(FInstQ_{it}; \gamma, c)$ fonction de transition qui est continue et dépend de la variable de transition $FInstQ_{it}$ dont les valeurs extrêmes (-2.5 et 2.5) sont associées avec les coefficients θ'_0 et $(\theta'_0 + \theta'_1)$. Conformément aux modèles STAR⁸ de Granger et Terasvirta (1995), Gonzalez et al. (2005) considèrent la fonction de transition logistique ci-après :

$$g(FInstQ_{it}; \gamma, c) = \left\{ 1 + \exp \left[-\gamma \prod_{j=1}^m FInstQ_{it} - c_j \right] \right\}^{-1} \quad \text{avec } \gamma > 0 \text{ et } c_1 \leq c_2 \leq \dots \leq c_m$$

avec $c_j = (c_1, \dots, c_m)'$ le vecteur des paramètres de dimension m, γ la pente qui détermine la souplesse de la transition ou la vitesse de transition. Pour $m = 1$, le modèle a deux régimes extrêmes (ou un seuil) séparant la valeur faible et la valeur élevée de la qualité des institutions avec une transition monotone unique des coefficients de transitions θ'_0 et $(\theta'_0 + \theta'_1)$ au fur et à mesure que $FInst$ augmente. Pour une valeur plus élevée, la transition devient plus rugueuse et la fonction de transition $g(FInstQ_{it}, \gamma, c)$ devient la fonction indicatrice. Lorsqu'elle tend vers l'infini, la fonction indicatrice $g(FInstQ_{it}, \gamma, c) = 1$

⁸ Modèles autorégressifs à transition souple (Luukkonen et Terasvirta, 1991) qui, au même titre que les modèles markoviens avec probabilités de transition asymétriques, sont adaptés pour décrire des asymétries des cycles d'aptitude (deepness) et cycles de pente (steepness) (Remzi Uctum, ...).

même si $FInstQ > c$. Lorsque y_{it} est proche de 0, la fonction de transition $g(FInstQ_{it}, \gamma, c) = 1$ est constante. Dans ce cas, la PSTR converge vers la régression à seuil de panel à deux régimes (Panel Threshold Regression, PTR) de Hansen (1999). En général, pour toute valeur de m , la fonction de transition $g(FInstQ_{it}, \gamma, c)$ est constante lorsqu'elle est proche de -2.5. Dans ce cas, le modèle de l'équation (14) devient un modèle de régression linéaire avec effets fixes. En ce qui concerne les spécifications d'analyse de panel ou régression à seuil en panel, le principal avantage de PSTR est qu'elle permet au coefficient qualité des institutions-croissance de varier selon le pays et avec le temps. Le modèle PSTR permet aux individus de passer d'un groupe à l'autre et de se déplacer dans le temps en fonction des changements de la variable seuil. Le modèle PSTR fournit également une approche paramétrique de l'hétérogénéité entre les pays et de l'instabilité temporelle des coefficients de la qualité des institutions et de croissance économique, puisque ces paramètres changent de manière régulière en fonction d'une variable seuil. L'effet marginal de la qualité des institutions sur la croissance économique pour le i ème pays à l'instant t est définie par la fonction ci-après :

$$\frac{\partial y_{it}}{\partial FInstQ_{it}} = \theta'_0 + \theta'_1 * g(FInstQ_{it}, \gamma, c)$$

Spécifiquement, le modèle PSTR empirique à estimer est

$$\begin{aligned} \ln(Pibh_{it}) = & \mu_i + \theta_0^{*0} FInst_{it} + \theta_1^{*0} \ln(Fbcf)_{it} + \theta_2^{*0} \ln(Enrolp)_{it} + \\ & \theta_3^{*0} \ln(GPop)_{it} + \theta_4^{*0} \ln(Inflat)_{it} + \theta_5^{*0} \ln(Ouv)_{it} + \theta_6^{*0} \ln(GIde)_{it} + \\ & \theta_7^{*0} \ln(Devfin)_{it} + \theta_8^{*0} \ln(Apd)_{it} + [\theta_0^{*1} FInst_{it} + \theta_1^{*1} \ln(Fbcf)_{it} + \\ & \theta_2^{*1} \ln(Enrolp)_{it} + \theta_3^{*1} \ln(GPop)_{it} + \theta_4^{*1} \ln(Inflat)_{it} + \theta_5^{*1} \ln(Ouv)_{it} + \\ & \theta_6^{*1} \ln(GIde)_{it} + \theta_7^{*1} \ln(Devfin)_{it} + \theta_8^{*1} \ln(Apd)_{it}] g(FInst_{it}, \gamma, c) + u_{it}^* \end{aligned} \quad (14)$$

L'effet marginal de la qualité des institutions sur la croissance économique pour le i ème pays à l'instant t est défini par

$$\frac{\partial \ln Pibh_{it}}{\partial FInstQ_{it}} = \theta_0^0 + \theta_0^1 * g(FInst_{it}, \gamma, c) \quad (15)$$

4. Résultats et discussions empiriques

La présente section, présentant et discutant les différents résultats des estimations des méthodes appropriées telles que prévues dans la section 3, s'organise essentiellement en cinq points. Le premier point fait une description statistique, teste la multicolinéarité et vérifie la stationnarité des variables retenues dans l'analyse. Le deuxième point donne les différents résultats des modèles standards de panel (moindres carrés ordinaires, modèle à effets fixes et modèle à effet aléatoires) dont les deux derniers (modèle à effets fixes et modèle à effet aléatoires) sont départagés après le test de spécification de Hausman. En guise d'analyse comparative, il s'en suivra la présentation des résultats selon les groupes en fonction des sous-régions et de la classification en matière de l'inégalité de revenus

(clusters). En troisième lieu, après avoir testé l'inefficacité des modèles standard justifiée probablement par la présence d'hétéroscédasticité, d'autocorrélation des erreurs et de la dépendance transversale, les régressions par la méthode des moindres carrés généralisés (FGLS) vont être appliquées pour corriger ces imperfections. Quatrièmement, les résultats FGLS seront confrontés à ceux du modèle dynamique en panel traduit par le système d'équations (14) et (16) appelé SYS-GMM pour évaluer la robustesse des estimations FGLS linéaire. En dernier lieu, les deux estimations précédentes vont être complétées par celles du modèle de changement de régime en Panel approprié appelé « Régression à seuil lisse en panel (Panel Smooth Threshold Regression : PSTR) afin de prouver rigoureusement la non-linéarité de la relation entre qualité des institutions et la croissance économique et d'en déduire exclusivement le seuil optimal de l'indice synthétique de la qualité de la gouvernance (Ochi et al., 2022).

4.1. Résultats de la méthode PCA

Le tableau 4 donne les résultats de la matrice de corrélation entre les six indicateurs de la qualité de la gouvernance. De ce tableau, il ressort que tous les six indicateurs sont fortement et significativement corrélés deux à deux, prouvant ainsi l'impossibilité de combiner ces indicateurs dans un même modèle (Cf. section 3).

Toutefois, l'évaluation de la pertinence de l'utilisation de l'ACP pour l'ensemble des données exige au préalable le test de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO test) et le test de sphéricité de Bartlett (AlShiab et al., 2020, op.cit.). Le test KMO mesure l'adéquation de l'échantillonnage du modèle global et de chaque variable du modèle. Des valeurs de KMO proches de l'unité sont fortement souhaitables. Tandis que le test de Bartlett consiste à vérifier les différents liens entre variables. Il teste l'hypothèse selon laquelle la matrice de corrélation est une matrice identité. Si le test de Bartlett a une probabilité critique inférieure à 0.05, cela indiquera que la statistique est significative et que les variables ne pas sont liées mutuellement. Par conséquent, l'analyse en composantes factorielles est utilisée.

Tableau 4- Matrice de corrélation des indicateurs de la qualité de la gouvernance

	Pstab	Ccorr	Geff	EtDroit	QRegl	VResp
Pstab	1.0000					
Ccorr	0.6342***	1.0000				
Geff	0.6485***	0.8375***	1.0000			
EtDroit	0.7520***	0.8498***	0.8969***	1.0000		
QReg	0.6341***	0.7753***	0.8827***	0.8802***	1.0000	
VResp	0.6236***	0.6739***	0.7307***	0.7309***	0.7962***	1.0000

(***) : significativité au seuil de 1%.

Les résultats du tableau 5 confirment l'usage de l'ACP parce que la valeur KMO est de 0.9 et elle est proche de l'unité comme l'oblige le critère mentionné ci-dessus. Mais également l'utilisation de l'ACF à cause du fait que la valeur Chi-deux approximative de 7531.953 qui est statistiquement significative au seuil de 1% (probabilité critique égale à 0.000) en cas de linéarité entre variables, d'absence de multicolinéarité et de normalité.

Tableau 5- Test de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) et test de sphéricité de Bartlett

Mesure d'adéquation de l'échantillonnage (KMO)		0.9000
Test de sphéricité de Bartlett	Approximation Chi-deux	7531.953
	Df	15
	Sig	0.000

Tout compte fait, le tableau 6 affiche les résultats de l'ACP en y indiquant les valeurs propres, les proportions et les proportions cumulées de chacune de six composantes de la qualité de la gouvernance. Selon le critère de Kaiser (1974) et de Jolliffe (2002), seule la première composante est sélectionnée parce qu'elle possède une valeur propre qui est supérieure à l'unité (une valeur propre de 4.82182). Cette conclusion est également confirmée graphiquement (cf. Figure 2). La composante 1 représente à elle-seule près de 80% de la variation des données. Par conséquent, elle est la seule retenue pour la prédiction de l'indice synthétique de la qualité de la gouvernance (FInst).

Tableau 6- Résultats de l'analyse en composantes principales

	Valeurs propres	Différence	Proportions	Proportions cumulées
Composante 1	4.82182	4.36774	0.8036	0.8036
Composante 2	0.45408	0.103883	0.0757	0.8793
Composante 3	0.350197	0.154067	0.0584	0.9377
Composante 4	0.19613	0.097248	0.0327	0.9704
Composante 5	0.0988821	0.0199888	0.0165	0.9869
Composante 6	0.0788933	-	0.0131	1.0000

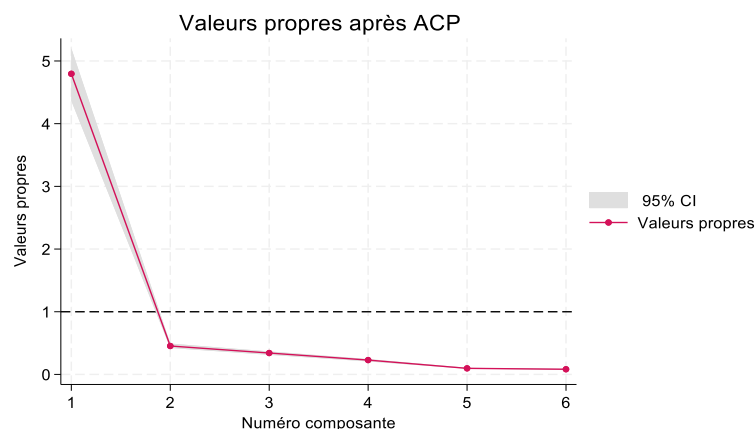


Figure 2- Évolution des valeurs propres en fonction des composantes.

4.2. Statistique descriptives, multicollinéarité et stationnarité des variables

4.2.1. Statistiques descriptives

L'analyse descriptive de l'ensemble des variables incluses dans le modèle (5), est reprise dans le tableau A2 en annexe. Le produit intérieur brut par habitant moyen (en logarithme) de 7.116 caractérisé par une volatilité mesurée par un écart-type de 0.968 et avec comme valeurs minimale et maximale respectivement de 5.507 et 9.877. Globalement, l'indice composite des institutions formelles (qualité de la gouvernance) présente, avec comme moyenne et écart-type de -5.20×10^{-10} et 0.845 respectivement, une valeur minimale de -2.261 contre 2.5 en maximal. Individuellement, la stabilité politique a une moyenne de -0.543 accompagnée d'une déviation qui s'élève à 0.866, et les valeurs extrêmes inférieure et supérieure sont respectivement -2.848 et 1.283. La moyenne pour le contrôle de la corruption s'élève à -0.633 avec un écart-type de 0.625 et des valeurs minimale et maximale respectives de -1.648 et 1.698. Quant aux indicateurs tels que l'efficacité du gouvernement, l'état de droit et la qualité de la réglementation, malgré leurs différentes moyennes respectives de -0.750, -0.633 et -0.676, ils sont similairement volatiles avec des écarts-types égaux au centième près (approximativement 0.63 y compris le contrôle de la corruption). Tandis que la voix et responsabilité a une moyenne de -0.636 et un écart-type de 0.722 juste après celui de la stabilité politique. En ce qui concerne les variables macroéconomiques et autres, la formation brute du capital fixe a une moyenne de 2.945 et un écart-type de 0.476, le taux de scolarité brut en primaire moyen de 4.506 avec une déviation de 0.330, la croissance démographique moyenne de 0.801 avec un écart-type de 0.613 et un niveau maximal de 2.811, l'inflation moyenne s'élève à 4.535 combinée d'un écart-type et des valeurs extrêmes respectivement de 0.862, -3.516 et 10.566. Les moyennes et les écart-types pour les investissements directs étrangers, l'ouverture commerciale, du crédit domestique et de l'aide publique au développement octroyé par les banques commerciales sont respectivement 0.657, 4.094, 0.880 et 28.760, et 1.379, 0.506, 0.390 et 1.701.

4.2.2. Multicolinéarité

Avant de procéder aux estimations des différents modèles, il est nécessaire de tester l'existence ou non de la multicolinéarité entre les variables explicatives. La multicolinéarité fait référence à la situation dans laquelle deux ou plusieurs variables explicatives sont fortement corrélées. Kervin (1992) affirme qu'il y a multicolinéarité si le coefficient de corrélation entre deux variables est, en valeur absolue, supérieur à 0,7. La matrice de corrélation (Cf. en annexe Tableau A3) indique clairement qu'il n'y a pas de liaison entre variables explicatives parce que toutes les valeurs des coefficients de corrélation sont inférieures à 0.7 en valeur à l'exception des indices de la qualité de la gouvernance qui sont fortement corrélés. Pour pallier ce problème de multicolinéarité, les indices de la qualité de la gouvernance seront pris individuellement dans chacune des équations à estimer. La corrélation positive entre la qualité des institutions et la croissance économique est également donnée par la tendance régionale traduite sur la figure 3.

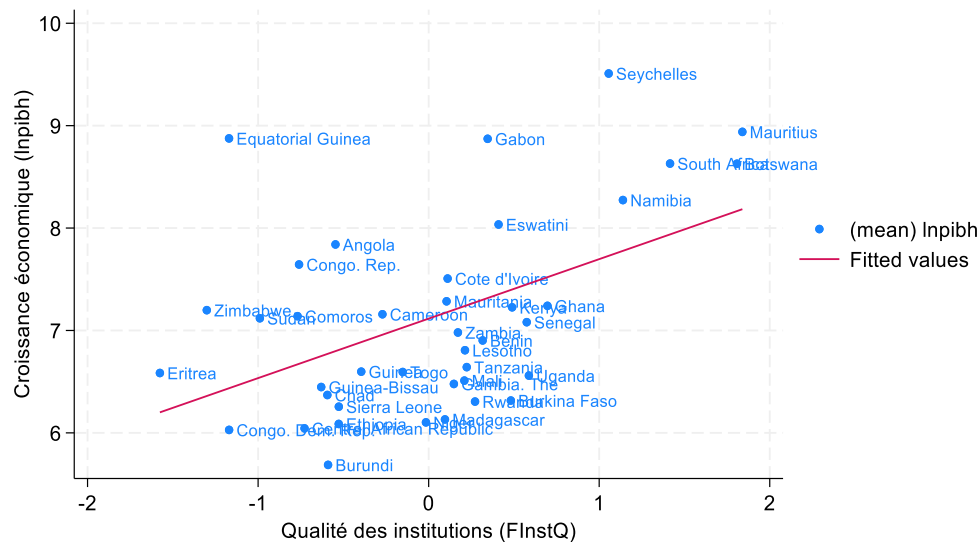


Figure 3- Corrélation entre la qualité de la gouvernance et la croissance économique en Afrique subsaharienne (valeurs moyennes par pays).

Cette absence de multicolinéarité est également confirmée par les résultats du tableau 1.11. Dans ce tableau, toutes les valeurs VIF moyennes qui, toutes inférieures à 2, sont significativement inférieures à 5 et 10 (règle empirique préconisée par certains analystes), et proche de l'unité.

4.2.3. Stationnarité des variables (tests de racines unitaires)

Avant de procéder à des estimations, la première étape consiste à examiner les propriétés des données sur toutes les séries en termes de stationnarité.

A. Présentation des tests de la racine autorégressive en Panel

Les tests de racines unitaires de données de panels ont été rendus populaires par Levin, Lin et Chu (2002), Im, Pesaran et Shin (2003), Harris et Tzavalis (1999), Maddala et Wu (1999), Choi (2001) et Hadri (2000). Levin, Lin et Chu (2002). Le tableau 11 résume les différentes approches du test de racine unitaire usuel dans le cadre de l'économétrie de données de Panel : Levin-Lin-Chu, Harris-Tzavalis, Breitung, Im-Pesaran-Shin, ... Ces différents tests sont groupés en deux catégories : les tests de première génération qui formulent l'hypothèse d'indépendance entre individus et les tests de deuxième génération avec l'hypothèse de dépendance entre individus.

Tableau 7- Tests de Racine Unitaire en Panel

Tests de 1ère Génération	Indépendance entre individus
<i>1- Spécification homogène de la racine autorégressive sous H1</i>	
	Levin et Lin (1992, 1993), Levin, Lin et Chu (2002), Harris et Tzavalis (1999), ...
<i>2- Spécification hétérogène de la racine autorégressive</i>	
	Im, Pesaran et Shin (1997, 2002 et 2003), Maddala et Wu (1999), Hadri (2000)
<i>3- Test séquentiel</i>	Hénin, Jolivaldt et Nguyen (2001)
Tests de 2ème Génération	Dépendance entre individus
<i>1- Tests fondés sur des modèles factoriels</i>	
	Bai et Ng (2001), Moon et Perron (2004), Phillips et Sul (2003), Pesaran (2007), Choi (2002).
<i>2- Autres approches</i>	O'Connell (1998), Chang (2002)

Source : Christophe Hurlin, Valérie Mignon (2006) adapté par Kabuya et al. (2023) p. 190.

B. Résultats et discussions des tests de stationnarité des variables sélectionnées

Le tableau A5 en annexe confirme, en prenant en compte l'indépendance individuelle et en appliquant le test de Levin, Lin et Chu (2001)⁹, la stationnarité de tous les indicateurs

⁹ Le test suppose que chaque unité individuelle du panel partage le même coefficient AR (1), mais autorise des effets individuels, des effets temporels et éventuellement une tendance temporelle. Des retards de la variable dépendante peuvent être introduits pour tenir compte de la corrélation sérielle dans les erreurs.

de la qualité de la gouvernance (y compris l'indice synthétique) et les investissements directs étrangers (Gide) au seuil de 1%. Tandis que le produit intérieur brut par habitant (Pibh) et l'ouverture commerciale (Ouv) ne le sont qu'au seuil de 10%. Tandis que les variables restantes ne le sont même pas. En même temps, toutes les variables deviennent stationnaires au seuil de significativité de 1% en différence première en recourant au test de Im, Pesaran et Shin (IPS test)¹⁰ pendant que le test LLC le confirme, mais à l'exception de l'inflation et des aides publiques au développement.

Néanmoins, les précédents tests de racine unitaire en panel de première génération peuvent conduire à des résultats incorrects ou erronés à cause de la présence de la taille des distorsions en cas d'existence des niveaux significativement positifs de la dépendance résiduelle transversale. Pour y remédier, le choix est porté sur le test de dépendance individuelle de Pesaran (2007) fondé sur les modèles factoriels (cf. Tableau 7). Ce test est une version augmentée du test IPS qui suppose l'indépendance transversale. Ceci est motivé par le fait que les séries temporelles sont simultanément liées dans de nombreuses applications macroéconomiques, en considérant des données régionales ou nationales. Christidou et Panagiotidis (2010) et Pesaran (2007) ont réexaminé l'hypothèse de la dépendance transversale et ont proposé un modèle à un seul facteur qui prend en compte les résidus pour leurs acteurs de chargement hétérogènes et recommandent d'augmenter la spécification ADF conventionnelle avec les moyennes transversales des niveaux retardés et des premières différences des variables individuelles. L'équation représentant un ADF transversal :

$$\Delta Y_{it} = \pi_i + \beta_i Y_{i,t-1} + \omega_i \bar{Y}_{i,t-1} + \varphi_i \Delta \bar{Y}_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

où $\bar{Y}_t = \left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N Y_{it}$, $\Delta \bar{Y}_t = \left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N \Delta Y_{it}$ et ε_{it} est le terme d'erreur.

Le test de racine unitaire de Pesaran (2007) est basé sur la moyenne des statistiques ADF augmentées en coupe-instantanée. Pesaran (2007) a construit une version modifiée du test IPS comme suit :

$$CIPS = \left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (17)$$

où $CADF_i$ représente la statistique de Dickey-Fuller augmentée en coupe instantanée pour l'unité transversale i donnée par le rapport t de β_i dans l'équation CADF (équation 17).

Le tableau 10 qui présente les résultats du test de Pesaran (2007) confirme la dépendance entre les individus composant le Panel (sous la forme d'un facteur commun non observé).

¹⁰ Il prend en compte les effets individuels, les tendances temporelles et les effets temporels communs. Sur la base de la moyenne des statistiques t de Dickey-Fuller de chaque unité du panel, le test IPS suppose que toutes les séries sont non stationnaires sous l'hypothèse nulle.

Ces résultats confirment ceux issus des tests de racine unitaire de la première génération (test LLC et test IPS). Ils valident l'hypothèse de la stationnarité des variables surtout en différence première (Cf. en annexe tableau A6).

4.3. Estimations des modèles standards (OLS, FEM et REM)

Les résultats du tableau 8 corroborent ceux de la plupart d'études empiriques sur la relation entre la qualité des institutions et croissance économique (North, 1991, Degbedji et Chaboussous, 2024 ; Asongu et Kodila, 2015 ; Noha et I-Ming Chiu, 2016 ; Dickson, 2021). L'effet de la qualité des institutions est positif et significatif dans les trois cas d'estimations, mais l'effet de la première régression est pratiquement le double des régressions restantes (effets fixes et effets aléatoires) respectivement 0.311, 0.133 et 0.140. La première régression (Pooled OLS) montre la significativité de toutes les variables à l'exception de la formation brute du capital fixe qui n'est pas significatifs. Tandis que les deux autres régressions (FME et REM) montrent clairement que toutes les variables sous-examen sont statistiquement significatives au seuil de 1% et 5% (taux de scolarité, la croissance démographique et l'ouverture commerciale le sont au seuil de 5%). Tandis que les investissements directs étrangers ne sont pas significatifs. Les différents coefficients représentent les élasticités de chaque variable par rapport à la croissance économique excepté celui associé à l'indice synthétique de la qualité des institutions (FInstQ). Cependant, le test diagnostic de spécification de Hausman¹¹, basé sur l'hypothèse nulle (H_0) d'une préférence pour un modèle à effets aléatoires, indique que le modèle à effets fixes est approprié parce que la statistique Chi-deux y associée de 38.91 est significative au seuil de 0.05 (Cf. tableau A7 en annexe).

Tableau 8- Estimations des modèles standards (Pooled OLS, FEM et REM)

Variable	Pooled OLS	FEM	REM
FInstQ	0.3106782 ***	0.1325038***	0.1402259***
LnFbcfg	0.0077289	0.0714513***	0.0690427***
LnEnrolp	0.1325361*	0.0578375**	0.0583328**
LnGpop	-0.1486777 ***	-0.0358376**	-0.0391712**
LnInflat	0.0653839 ***	0.0968349***	0.0964477***
LnGide	0.0769606 ***	0.001332	0.0017413
LnOuv	0.5249004 ***	0.067466**	0.0791752***
LnDevfin	0.1012261 ***	0.0425416***	0.0437111***
LnApd	-0.1731465***	-0.0168234***	-0.0187488***
Constante	8.853268***	6.314165***	6.351689***
F-Stat (Wald-Stat ¹²)	137.97**	117.90***	446.01***
Nbr Obs	1,033	1,033	1,033

¹¹ Le test d'Hausman est performé dans le but de savoir si le modèle est correctement spécifié ou pas, et si les variables explicatives ne sont pas corrélées avec le terme d'erreurs, les coefficients qui sont estimés par la méthode à effets fixes ne sont pas statistiquement différents de ceux issu de la méthode à effets aléatoires.

¹² Il faudra savoir que le test de significativité conjointe des paramètres dans la spécification REM repose sur la statistique de Wald (Wald-stat) contrairement aux autres méthodes sur lesquelles s'applique le test de Fischer (F-Stat).

Par corolaire, les premières estimations (FEM) montrent que la qualité des institutions impacte positivement et significativement la croissance économique à une hauteur de 0.133. Les élasticités par rapport de la croissance sont, 0.071, 0.058, -0.036, 0.097, 0.011, 0.001, 0.043 et -0.017 respectivement par rapport à la formation brute du capital fixe, au taux de scolarité, à la croissance démographique, l'inflation, les investissements directs étrangers, l'ouverture commerciale, le développement financier et aux aides publiques au développement.

Du point de vue sous-régional, les résultats du tableau 9 montrent que les institutions impactent significativement et positivement la croissance économique dans toutes les régions sauf en Afrique australe où l'effet direct de la qualité des institutions formelles est négatif et statistiquement non significatif, c'est-à-dire les institutions n'ont pas d'impact sur la croissance économique (Dias and Tebaldi, 2012 et Acemoglu et al., 2005). Mais, dans l'ensemble, les résultats corroborent ceux des auteurs tels que Fikadu et al. (2019), Iheonu et al. (2017) et Salawu et al. (2018). L'Afrique de l'Est et l'Afrique centrale présentent des contributions institutionnelles, respectivement 0.160 et 0.153, supérieures à l'effet direct moyen régional de 0.133. En revanche, une contribution significative et positive inférieure pour l'Afrique de l'Ouest (0.103) et non significative et négative pour l'Afrique australe. En d'autres termes, pour ces premiers résultats, le poids des institutions sur le développement économique en Afrique de l'Est se répartit en ordre décroissant comme suit : Afrique de l'Est, Afrique centrale et Afrique de l'Ouest.

Tableau 9- Résultats régional et sous-régional des modèles à effets fixes

Variable	Afrique subsaharienne	Afrique de l'Est	Afrique centrale	Afrique australe	Afrique de l'Ouest
FInst	0.1325038***	0.1603927***	0.1526383*	-0.0452503	0.1029691***
LnFbcfg	0.0714513***	0.1412426***	0.0813039	0.1691826***	-0.0107944
LnEnrolp	0.0578375**	0.0579263	0.0137275	0.6333643***	0.2701797***
LnGpop	-0.0358376**	-0.065481***	0.164466*	0.0441065*	0.0087338
LnInflat	0.0968349***	0.1024063***	0.0176784	0.0495632***	0.1586552***
LnGide	0.001332	0.0062098	-0.053209***	0.0020691	0.0072669
LnOuv	0.067466**	0.0201731	-0.0151781	-0.154779***	0.0211644
LnDevfin	0.0425416***	0.1242926***	0.0493632	0.1547375***	0.0059509
LnApd	-0.016823***	-0.0198971**	-0.0153798	-0.016945*	-0.0082121
Constante	6.314165***	6.00651***	7.257108***	4.839852***	4.952154***
F-Stat	337.56***	269.81***	178.91***	268.68***	346.84***
Nbr Obs	1,033	324	174	194	341
Nbr Grp	40	12	7	8	13

Sur le plan de la classification en termes d'inégalités du revenu, les pays ont été groupés en quatre catégories (cf. tableau A1 en annexe) : revenu élevé, revenu intermédiaire supérieur, revenu intermédiaire inférieur et revenu inférieur. Ces différentes classes ont été groupées deux à deux pour former deux catégories ou groupements (clusters) qui nous ont permis de générer une variable binaire "cluster_id" (Acquah et al., 2023). Ces deux nouvelles classes regroupent respectivement les pays à revenu inférieur et revenu intermédiaire faible, et ceux à revenu élevé (seul le Seychelles) et revenu intermédiaire supérieur. Ceci nous permettra de répondre à la question de savoir si la prise en compte de l'inégalité de revenus réduit ou améliore-t-elle les effets de la qualité des institutions sur la croissance économique.

Le tableau A8 en annexe montre une amélioration très significative de la contribution de l'effet-mixte Clusters-Institutions sur la croissance économique autant globalement (régionalement) qu'individuellement, (sous-régionalement) comparativement aux résultats présentés dans le tableau 1.14. L'impact passe de 0.133 à 0.275, soit une augmentation de 107 % au niveau de la région en général. Du point de vue sous-régionale, l'Afrique de L'Est est passé de 0.160 à 0.387 (soit 141% d'augmentation), l'Afrique australe d'un coefficient négatif non significatif vers un coefficient positif et significatif de 0.273, et d'un coefficient de 0.103 vers 0.316 (soit 226 %) pour l'Afrique de l'Ouest. En revanche, la croissance économique en Afrique centrale se voit être impactée positivement et faiblement, mais non significativement par la qualité des institutions.

Toutefois, la robustesse des telles estimations ne peuvent être garantie qu'en cas d'absence d'autocorrélation de la série, de dépendance en coupe transversale et d'hétéroscédasticité. Au cas contraire, il existe des méthodes plus efficaces que celles qualifiées de standards qui peuvent conduire à des estimateurs mieux efficaces, telles que les moindres carrés généralisés (FGLS), les moments généralisés et tant d'autres.

4.4. Estimations des modèles linéaires par la méthode des moindres carrés généralisés

4.4.1. Tests diagnostiques

Il faut noter que les résultats du tableau 10 remet en cause la robustesse et l'efficacité des estimateurs issus des FEM en confirmant la présence d'autocorrélation d'ordre 1 de la série avec un coefficient du résidu décalé d'une période de 0.242 qui est significatif au seuil de 1% et qui n'est pas proche de la valeur de -0.5 (Wooldridge, 2002)¹³. La dépendance en coupe transversale est confirmée par le rejet de l'hypothèse d'indépendance entre unités au regard de la significativité de la statistique de Pesaran au seuil de 1%. Il y a également la présence d'hétéroscédasticité à l'intérieur des panels avec

¹³ Wooldridge (2002) propose un algorithme permettant de tester la présence d'autocorrélation résiduelle en ces étapes : (a) Estimer par une régression (Pooled OLS) le modèle en différence première ; (b) Générer le résidu (u_{it}) issu de cette estimation ; (c) Estimer le modèle AR (1) : $u_{it} = \rho u_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$ et tester la significativité du paramètre ρ à partir de $H_0 : \rho = 0$ (absence d'autocorrélation) et $H_1 : \rho \neq 0$ (présence d'autocorrélation). L'hypothèse H_0 est rejetée si la probabilité critique est inférieure à 0.05.

une statistique Chi (2) de 12.96 à laquelle est associée une probabilité critique nulle (0.0015) rejetant ainsi l'hypothèse nulle d'homoscédasticité. Ainsi, la méthode des moindres carrés généralisés s'avère appropriée parce qu'elle donne des estimateurs robustes même en présence d'autocorrélation, de dépendance en coupe et d'hétéroscédasticité.

Tableau 10- Résultats des tests diagnostiques

Autocorrélation des résidus		Dépendance en coupe		Hétéroscédasticité	
Coefficient	Probabilité	Pesaran Stat	Probabilité	Chi-deux	Probabilité
0.2424829	0.000	21.814	0.0000	12.96	0.0015

4.4.2. Résultats des estimations FGLS

Après estimations, tous les indicateurs de la qualité de la gouvernance ainsi que l'indice synthétique (FInstQ) sont positifs et significatifs au seuil de 1% (Cf. tableau A9 en annexe) L'impact global des institutions sur la croissance économique s'élève à 0.14416. Le classement en termes d'apports des indicateurs de la qualité de la gouvernance à la croissance est qu'en première position il y a l'efficacité du gouvernement (Geff) suivi de la qualité de la réglementation, de l'Etat de droit, de la voix et responsabilité, du contrôle de la corruption et de la stabilité politique. Les impacts respectifs de ces différents indicateurs sur la croissance économique sont approximativement de 0.216, 0.192, 0.159, 0.117, 0.106 et 0.056. On peut se rendre compte que tous ces indicateurs ont un impact inférieur à 0.2 (y compris l'indice composite) à l'exception de l'efficacité du gouvernement. Quant aux indicateurs macroéconomiques, le capital fixe, l'éducation, l'inflation, l'ouverture commerciale et le développement financier affectent positivement et significativement la croissance économique. Tandis que la croissance démographique et les aides publiques au développement contribuent négativement et significativement à la croissance économique. De ce tous les facteurs, l'éducation (LnEnrolp) est la plus contributrice à la croissance économique.

Du point de vue sous-régional, le tableau 11 donne des résultats qui corroborent ceux précédents en termes de signes et de significativité. Les indices synthétiques sous-régionaux affectent positivement et significativement la croissance économique avec des contributions supérieures à celle de la région qui est de 0.144 (Cf. en annexe le tableau A9) à l'exception de l'indice synthétique de l'Afrique de l'Ouest (0.119). Il en est de même pour les sous-indices stabilité politique (Pstab), état de droit (EtDroit), la qualité de la réglementation (QRegl). Les contributions du contrôle de la corruption (Ccorr) sont également supérieures à l'exception de celle de l'Afrique de l'Est qui est de 0.098. La voix et responsabilité (VRespons) contribue de manière plus que proportionnelle à la croissance (Afrique de l'Est et Afrique australe) pendant qu'en Afrique centrale et en Afrique de l'Ouest sa contribution reste inférieure à celle globale régionale.

Tableau 11- Contributions des sous-indices au niveau sous-régional

Variable	Afrique de l'Est	Afrique centrale	Afrique australe	Afrique de l'Ouest
FInst	0.2157400***	0.3206268***	0.2800612***	0.1191031***
Pstab	0.1253199***	0.5993030***	0.0811053**	0.0190633*
Ccorr	0.0976671**	0.5208534***	0.2605911***	0.1142900***
Geff	0.3082694***	1.0955630***	0.4063031***	0.2551547***
EtDroit	0.4271997***	1.1651150***	0.3039395***	0.0838913***
QRegl	0.2880054***	0.4280165***	0.3738646***	0.1589949***
VRespons	0.4508379***	0.0734673	0.3492217***	0.0528424***

In fine, du point de vue de la comparaison sous-régionale, les résultats de ce tableau montrent que l'indice synthétique et les sous-indices de la qualité des institutions ont un impact supérieur en Afrique centrale, suivi de l'Afrique australe, de l'Afrique de l'Est et de l'Afrique de l'Ouest. Les pays de ces sous-régions ont intérêt à améliorer la qualité de leurs institutions afin de converger vers leur développement économique.

Cependant, les différences en termes de contributions observées se justifient par les spécificités propres à chaque sous-région. Ainsi, le tableau 14 propose un classement selon l'ordre de contribution de chaque indicateur de la qualité de la gouvernance conformément aux résultats du tableau A8 en annexe. On peut y observer l'importance accordée à l'efficacité du gouvernement qui occupe la première place pour l'Afrique australe et l'Afrique de l'Ouest, la deuxième place en Afrique centrale et la troisième place en Afrique de l'Est. L'Etat de droit occupe la première position (Afrique centrale), la deuxième position (Afrique de l'Est) et la quatrième position (Afrique australe et Afrique de l'Ouest). La qualité de la réglementation occupe la deuxième position pour l'Afrique australe et l'Afrique de l'Ouest, la quatrième et la cinquième position en Afrique de l'Est et Afrique centrale respectivement. La voix et responsabilité occupe la première en Afrique de l'Est et la troisième position en Afrique australe pendant que la stabilité politique s'installe en troisième position en Afrique centrale et occupe en même temps une position très résiduelle dans les autres sous-régions. La corruption prend la troisième position en Afrique de l'Ouest et une position très marginale dans les autres sous-régions.

Tableau 12- Classement sous-régional des contributions des indices à la croissance

Position	Afrique de l'Est	Afrique centrale	Afrique australe	Afrique de l'Ouest
Première	VRespons	EtDroit	Geff	Geff
Deuxième	EtDroit	Geff	QRegl	QRegl
Troisième	Geff	Pstab	VRespons	Ccorr
Quatrième	QRegl	Ccorr	EtDroit	EtDroit
Cinquième	Pstab	QRegl	Ccorr	VRespons
Sixième	Ccorr	VRespons	Pstab	Pstab

Note : Tableau élaboré à partir des estimations du tableau 11.

4.5. Résultats des estimations de la méthode du système GMM

4.5.1. Arbitrage entre la différence GMM et le système GMM

Conformément aux exigences de la Rule-of-Thumb 2 (Tableau 3), le tableau 13 valide l'utilisation du système de la méthode des moments généralisés en deux étapes (Sys-GMM one-step ou two-step) parce que tous les coefficients ϕ_1 associés au $\ln Pibh_{i,t-1}$ estimés par la méthode des moments généralisés en première différence et deuxième différence ont des valeurs qui sont toutes inférieures à celles des modèles à effets fixes (FEM).

Tableau 13- Estimations du coefficient ϕ_1 associés au $\ln Pibh_{i,t-1}$

Equation	Pooled OLS	FEM	One-step Diff-GMM	Two-step Diff-GMM
FInst	-0.1404776***	-0.156855***	-0.1712339***	-0.1722840***
Pstab	-0.1419365***	-0.149877***	-0.1800196***	-0.1750276***
Ccorr	-0.1391968***	-0.149244***	-0.1773908***	-0.1781723***
Geff	-0.1200881***	-0.139770***	-0.1436887***	-0.1441289***
EtDroit	-0.1375990***	-0.152562***	-0.1676424***	-0.1586514***
QReg	-0.1061731***	-0.119821***	-0.1324243***	-0.1322225***
VResp	-0.1222333***	-0.119821***	-0.1661609***	-0.1672086***

4.5.2. Estimations du système GMM

Les résultats des estimations GMM confirment l'existence d'une relation positive et significative entre les six indicateurs et l'indice synthétique de la qualité des institutions et la croissance économique en Afrique subsaharienne (cf. tableau A8 en annexe). Ces résultats corroborent ceux de Mohammad et al. (2020), Abdullahi et al. (2019), Dickson et al. (2021). Toutefois, les différents impacts traduits par les paramètres estimés par la méthode des moments généralisés sont tous significatifs et supérieurs aux valeurs des mêmes coefficients estimés par la méthode FGLS.

Tableau 14- Résultats comparés des deux méthodes en Afrique subsaharienne

Variables	Méthodes FGL		Sys-GMM	
	Coefficient	Position	Coefficient	Position
FInstQ	0.1441645	-	0.2058738	-
Pstab	0.0553412	Sixième	0.1499565	Cinquième
Ccorr	0.1061809	Cinquième	0.1626464	Quatrième
Geff	0.2164080	Première	0.3776812	Première
EtDroit	0.1593475	Troisième	0.2572646	Troisième
QRegl	0.1924506	Deuxième	0.274829	Deuxième
VRespons	0.1172000	Quatrième	0.1449124	Sixième

Note : Tableau élaboré à partir des résultats des tableau A9 et A10 en annexes.

Globalement, l'interaction entre l'inégalité de revenus et la qualité des institutions affectent affecte significativement et positivement la croissance économique lorsqu'on considère l'indice composite (FInst). Ceci implique que la contribution de la qualité des institutions à la croissance économique des pays à revenu élevé et intermédiaire supérieur est plus importante que celle observée dans les pays à revenu intermédiaire faible et revenu faible (cf. en annexe tableau A11). Ces résultats corroborent ceux de AlShiab et al. (2020) dont l'étude a porté sur la comparaison entre les pays émergent et les pays développés.

4.6. Résultats des Estimations du modèle PSTR

Comme il en est le cas avec tous les modèle économétriques, les modèles PSTR exigent un certain nombre des conditions nécessaires et suffisantes pour leur applicabilité. En dehors du test de stationnarité qui est impérative dans l'analyse des séries temporelles, le modèle est également appliqué lorsque la relation entre variables explicatives est non-linéaire. Tout compte fait, cette sous-section se subdivise ensellement en trois points : (i) le test de linéarité ou non-linéarité, (ii) la détermination du nombre de régimes et (iii) les estimations du modèle PSTR.

4.6.1. Test de linéarité

La performance du test de linéarité est justifiée par la quête de la détermination de la relation entre variables qui est captée soit par un modèle linaire standard à effets individuels (FEM, FGLS, etc.) ou par un modèle non-linéaire comme il en est le cas avec le modèle PSTR exploité dans cette section. L'objectif de cette sous-section est de démontrer que la relation entre la qualité des institutions et la croissance économique est non-linéaire. Ce qui conduit à l'existence d'un point seuil en termes de basculement des régimes.

Le test de linéarité sous le modèle PSTR se formule comme suit :

$$H_0: \theta^1 = 0 \text{ ou } H_0: \gamma = 0 \text{ (modèle linéaire)}$$

$$H_1: \theta^1 \neq 0 \text{ ou } H_0: \gamma \neq 0 \text{ (modèle non – linéaire)}$$

Le modèle PSTR contient des paramètres de nuisance non identifiés (Hansen, 1996). Comme Ochi et al. (2022) le suggèrent, nous remplaçons la fonction de transition par sa transformation du premier ordre de Taylor autour de $\gamma = 0$. Après réécriture, nous obtenons la régression suivante :

$$\begin{aligned} \ln(Pibh_{it}) = & \mu_i + \theta_0^{*0} FInstQ_{it} + \theta_1^{*0} \ln(Fbcf)_{it} + \theta_2^{*0} \ln(Enrolp)_{it} + \\ & \theta_3^{*0} \ln(GPop)_{it} + \theta_4^{*0} \ln(Inflat)_{it} + \theta_5^{*0} \ln(Ouv)_{it} + \theta_6^{*0} \ln(GIde)_{it} + \\ & \theta_7^{*0} \ln(Devfin)_{it} + \theta_8^{*0} \ln(Apd)_{it} + [\theta_0^{*1} FInstQ_{it} + \theta_1^{*1} \ln(Fbcf)_{it} + \\ & \theta_2^{*1} \ln(Enrolp)_{it} + \theta_3^{*1} \ln(GPop)_{it} + \theta_4^{*1} \ln(Inflat)_{it} + \theta_5^{*1} \ln(Ouv)_{it} + \\ & \theta_6^{*1} \ln(GIde)_{it} + \theta_7^{*1} \ln(Devfin)_{it} + \theta_8^{*1} \ln(Apd)_{it}] g(FInst_{it}, \gamma, c) + u_{it}^* \end{aligned} \quad (18)$$

où les vecteurs de paramètres $\theta^{*1}, \dots, \theta^{*m}$ sont les multiples de δ et u_{it}^* est la somme u_{it} et le résidu du développement de Taylor. L'hypothèse nulle du test de linéarité devient $H_0: \theta^{*1} = \dots = \theta^{*m}$. Cette linéarité sera testée en utilisant quelques tests standards. Nous utilisons le test de Wald exprimé comme suit

$$Wald\ LM\ test = LM_\omega = \frac{NT(SCR_0 - SCR_1)}{SCR_0}$$

où SCR_0 et SCR_1 sont respectivement la somme des carrés de résidus sous l'hypothèse nulle (modèle de panel linéaire avec effets individuels) et la somme de carrés de résidu sous l'hypothèse alternative (modèle de Panel souple avec m régimes, PSTR). Pour des petits échantillons, Gonzalez et al. (2005) suggèrent l'utilisations du test de Fisher défini comme

$$Fischer\ LM\ test = LM_F = \frac{NT(SCR_0 - SCR_1)/mk}{SCR_0/(TN - N - mk)}$$

$$Likelihood\ ratio\ test = LR = -2[Log(SCR_1) - Log(SCR_0)]$$

avec k le nombre des variables explicatives. LM_F suit une loi de distribution de Fischer avec mk et $TN - N - mk$ degrés de liberté $[F(mk, TN - N - mk)]$. Tous ces tests de linéarité sont distribués $\chi^2(k)$ sous l'hypothèse nulle.

Après performance de ces trois différents tests (Wald, Fischer et vraisemblance), le tableau 15 confirme la non-linéarité du modèle qui est justifiée par la significativité des différentes statistiques au seuil de 1%. D'où le rejet de l'hypothèse nulle de linéarité ($H_0: \theta^1 = 0$ ou $H_0: \gamma = 0$).

Tableau 15- Tests de linéarité PSTR

Variabes	Statistique	Probabilité
LM_ω	358.8663***	0.0000
LM_F	39.1620***	0.0000
LR	311.3007***	0.0000

*** indique la significativité au seuil de 1%.

4.6.2. Détermination du nombre de régimes

Après avoir rejeté la linéarité des relations, le modèle exige la détermination du nombre de régimes (ou fonctions de transition). Cela se fait au travers du test de la non-linéarité résiduelle. En cas de présence de la non-linéarité, une fonction de transition supplémentaire est ajoutée et le processus est répété jusqu'à ce que la non-linéarité soit éliminée. Ce test se performe selon les étapes suivantes : (i) Estimation du modèle PSTR (cf. tableau 16) ; (ii) Générer les résidus du modèle estimé ; (iii) Spécifier un modèle de régression auxiliaire et ses puissances ($FInst$, $FInst^2$, $FInst^3$) avec comme variable endogène les résidus Res_{it} ; (iv) procéder soit par le test de F-test ou le test de ratio de vraisemblance pour déterminer si les coefficients des termes d'ordre supérieur sont significativement différents de zéro. En somme, les résultats de l'estimation de la fonction auxiliaire ci-dessous (équation 19), prouve globalement la présence de la non-linéarité résiduelle avec un F-test significatif au seuil de 1%. Individuellement, les deux premières variables $FInst$ et $FInst^2$, sont statistiquement différentes de zéro (significatives au seuil de 1%), pendant que $FInst^3$ ne l'est pas.

$$Res_{it} = \alpha_i + \varphi_1 FInstQ_{it} + \varphi_2 (FInstQ_{it})^2 + \varphi_3 (FInstQ_{it})^3 + v_{it} \quad (19)$$

Tableau 16- Estimation de la fonction auxiliaire avec puissance $FInstQ$

Variables	Coefficient	Ecart-type	t-Stat	Probabilité
Constante	-3.3019***	0.027233	-121.24	0.00000
$FInstQ$	-0.98339***	0.0453867	-21.667	3.5508e-87
$(FInstQ)^2$	0.23152***	0.022791	10.159	3.0032e-23
$(FInstQ)^3$	0.024392	0.017071	1.4289	0.15332
N. Obs. = 1120	DF(u) = 1116	RMSE = 0.745	$R^2 = 0.527$	Adj. $R^2 = 0.525$
		F-Stat vs. Constant model = 414		P-value = 1.02e-180

La présence de la non-linéarité conduit à ajouter dans le modèle une fonction de transition supplémentaire qui après estimation de la nouvelle fonction auxiliaire dont le pouvoir de prédiction est plus fort justifié par un coefficient de détermination ajusté qui avoisine le 80%. Tous les paramètres du modèle auxiliaire ainsi que le F-stat sont significatifs au seuil de 1% (Cf. tableau 1.20) à l'exception de $(FInstQ)^3$. Comme avec le cas précédent, la non-linéarité résiduelle persiste. Toutefois, comme avec Fouquau, Hurlin et Rabaud (2008) et Ochi and al. (2022), nous limitons le modèle PSTR à deux régimes (le minimum exigé pour justifier la présence d'un seuil) quand bien même les résultats du tableau 1.21 autorisent une autre fonction auxiliaire additionnelle.

Tableau 17- Estimation de la fonction auxiliaire additionnelle

Variables	Coefficient	Ecart-type	t-Stat	Probabilité
Constante	-7.1208***	0.03307	-215.32	0.00000
FInstQ	-2.2705***	0.055113	-41.197	2.6757e-226
(FInstQ) ²	0.10844***	0.027676	3.9183	9.4598e-05
(FInstQ) ³	0.052674**	0.020729	2.541	0.011187
N. Obs. = 1120	DF(u) = 1116	RMSE = 0.905	R ² = 0.8	Adj. R ² = 0.799
		F-Stat vs. Constant model =		P-value = 0.00000
		1.49e+03		

3.5.1. Estimation du modèle PSTR

Après la preuve de la non-linéarité de la relation entre les variables explicatives et la croissance économique, nous avons estimé le PSTR par une régression non-linéaire. Le tableau 18 montre qu'en Afrique subsaharienne le seuil c de la qualité des institutions est de 0.4393 avec une vitesse de transition γ estimée à 0.607. Tous les coefficients sont significatifs au seuil de 1% exceptés Gide et $\ln \text{Apd}$ en régime 1 et $\ln \text{Enrolp}$ en régime 2. La vitesse de transition γ est de 0.607 est modérée. En d'autres termes, elle renseigne que le changement d'un régime à un autre n'est ni trop brusque ni trop progressive (Figure 4). Cette valeur indique que l'effet de la qualité des institutions sur la croissance économique change à un rythme modéré pendant que la variable de transition (FInstQ) passe d'un régime vers un autre.

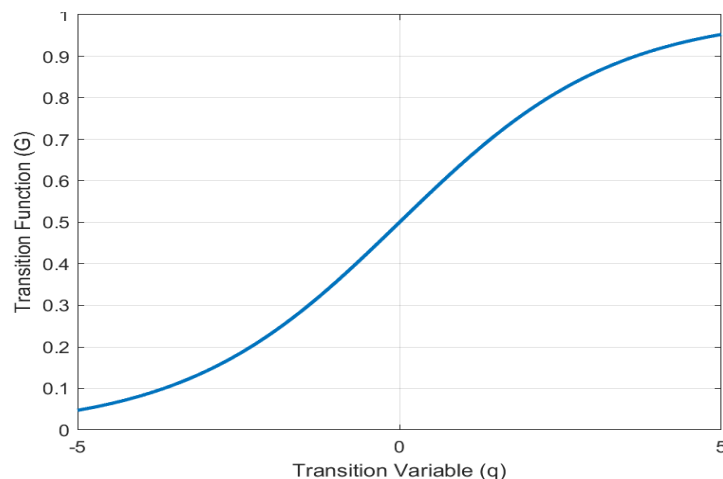


Figure 4- Fonction de transition logistique (Source : Auteur).

Le seuil estimé (c) de 0.4393 traduit la valeur optimale de la variable de transition. Toutes valeurs à gauche de ce seuil ($c < 0.4393$) occasionnent un effet direct négatif et significatif de la qualité des institutions sur la croissance économique (-0.138***). Par conséquent, il y a existence d'une relation négative entre la qualité des institutions et la croissance économique. Une valeur supérieure de FInst au seuil ($c \geq 0.4393$) garantit un effet direct

positif et significatif (0.1868***) de $FInstQ$ sur $LnPibh$ (relation positive entre la qualité des institutions et la croissance économique). Une valeur qui est comprise entre les effets directs estimés par la méthode FGLS (0.144) et GMM (0.206) présentées dans le tableau A11 en annexe. La pertinence de cette analyse se démontre sur le fait de l'existence d'un seuil à partir duquel l'indice de la qualité des institutions augmente la croissance économique (Barro, 1996 ; Acquah et al, 2021 ; Oanher et al., 2021 ; Paitoon, 2020 ; Ochi et al., 2022). Nous pourrions ainsi affirmer qu'en Afrique subsaharienne la faible production intérieure brute est due principalement au faible niveau de la qualité des institutions.

Tableau 18- Estimation du modèle PSTR

Variable	Panel Smooth Transition regression (PSTR)		
	Coefficient	Probabilité	Effet marginal si $g(FInst_{it}, \gamma, c) = 1$
$FInstQ$	-0.1383***	0.0000	0.0485
$LnFbcfg$	0.1562***	0.0000	0.3738
$LnEnrolp$	0.0549***	0.0000	-0.1427
$LnPop1564$	0.2901***	0.0000	0.6771
$LnInflat$	0.1493***	0.0096	0.4046
$Gide$	-0.0190	0.7001	0.0361
$LnOuv$	0.5280***	0.0000	1.1575
$LnDevfin$	-0.0016***	0.0000	0.2909
$LnApd$	0.0585	0.1283	0.0997
$FInstQ * g(FInst_{it}, \gamma, c)$	0.1868***	0.0000	-
$LnFbcfg * g(FInst_{it}, \gamma, c)$	0.2176***	0.0000	-
$LnEnrolp * g(FInst_{it}, \gamma, c)$	-0.1976	0.5098	-
$LnPop1564 * g(FInst_{it}, \gamma, c)$	0.3870***	0.0000	-
$LnInflat * g(FInst_{it}, \gamma, c)$	0.2553***	0.0000	-
$Gide * g(FInst_{it}, \gamma, c)$	0.0551***	0.0000	-
$LnOuv * g(FInst_{it}, \gamma, c)$	0.6295***	0.0000	-
$LnDevfin * g(FInst_{it}, \gamma, c)$	0.2925***	0.0000	-
$LnApd * g(FInst_{it}, \gamma, c)$	0.0412***	0.0000	-
Paramètres de transition			
c	0.4393		
γ	0.60469		
AIC	3169.0230		
BIC	3184.2229		
NB : Au regard des exigences liées à l'équilibre du panel pour estimer un modèle PSTR, les variables $LnGpop$ et $LnGide$ sont respectivement remplacées par le taux de croissance de la population dont l'âge est compris entre 15 et 64 ans et le $Gide$ en niveau.			

Globalement, la qualité des institutions pourrait affecter positivement le produit intérieur brute par tête pourvu que ces institutions créent un cadre propice au climat des affaires. Par conséquent, promouvoir les investissements tant dans le secteur financier que dans le secteur de l'éducation et par ricochet, promouvoir la croissance économique. Ainsi, faible ou forte est la qualité de la gouvernance, faible ou forte sera la croissance économique. Ce qui signifie que la mauvaise gouvernance est à la base du niveau faible de développement en Afrique subsaharienne. Ces résultats corroborent ceux présentés par

Ochi et al. (2022), Chong (2020), Quaba et Sawadogo (2019), Fikadu et al. (2019) qui ont trouvé que la qualité de la gouvernance promeut et accélère la croissance économique.

Les résultats montrent qu'en-dessous du seuil institutionnel, toute augmentation de 1% du capital physique (lnFbcfg), du capital humain (lnEnrolp), de la population dont l'âge est compris entre 15 et 64 ans (lnPop1564), de l'inflation (lnInflat), des investissements directs étrangers (Gide), de l'ouverture commerciale (lnOuv) et des aides publiques au développement (lnApd) augmentent la croissance économique de 0.15%, 0.05%, 0.29%, 0.15% , 0.53% et 0.06% respectivement à l'exception du développement financier (lnGpop) qui lui baisse la croissance de 0.002%. Quant aux valeurs supérieures au seuil, une augmentation de 1% induit des augmentations de 0.21%, 0.39%, 0.26%, 0.05%, 0.63%, 0.29% et 0.04% respectivement pour lnFbcfg, lnGpop, lnInflat, Gide, lnOuv, lnDevfin et lnApd. Ces résultats valident les idées selon lesquelles une faible qualité de la gouvernance défavorise l'attractivité des investissements directs étrangers et rend négatif l'effet du niveau de développement financier des pays africains. Tandis qu'une qualité de la gouvernance supérieure améliore sensiblement les effets de différents facteurs explicatifs de la croissance économique.

Il faudra noter que, conformément au tableau A.12 en annexe, seuls dix pays ont des indices synthétiques moyens de la qualité de la gouvernance supérieurs au seuil de 0.4393. Il s'agit de pays suivants : Botswana (1.808), Burkina-Faso (0.482), Ghana (0.697), Kenya (0.489), Île Maurice (1.839), Namibie (1.139), Sénégal (0.575), Seychelles (1.055), Afrique du Sud (1.416), Ouganda (0.588). En d'autres termes, seuls ces dix pays sur 40 constitutifs de l'échantillon de cette étude se comportent mieux en matière de la qualité de la gouvernance. Par conséquent, nous pouvons ainsi conclure avec certitude que le retard accusé par l'Afrique subsaharienne en matière de développement économique est principalement justifié par la mauvaise qualité de ses institutions.

Au regard de ces résultats nous suggérons, la promotion de la croissance économique en Afrique subsaharienne devra reposer sur des politiques publiques qui (i) assurent l'amélioration de la qualité de la gouvernance ; (ii) créent un cadre favorable aux investissements dans le secteur de l'éducation (dépense publique de qualité) pour booster le capital humain et au climat des affaires afin d'attirer les investissements directs étrangers dans le secteur comme ; (iii) garantir la stabilité du cadre macroéconomique avec un accent particulier sur la maîtrise de l'inflation ; (iv) en matière du commerce extérieur en mettant en œuvre des réformes structurelles afin de tirer profit de l'ouverture commerciale avec le reste du monde et (vi) sécurisent les investissement dans le secteur financier et qui relèveraient le taux de pénétration des institutions financières en l'occurrence les banques commerciales et les institutions de microcrédits.

5. Conclusion

Cette étude met en lumière l'importance cruciale de la qualité des institutions dans le processus de développement économique en Afrique subsaharienne. Les résultats empiriques obtenus à partir de modèles linéaires et non-linéaires montrent clairement que la qualité des institutions joue un rôle significatif et positif dans la croissance économique, bien que cet effet varie selon les sous-régions et les inégalités de revenu. L'analyse des données sur la période 1996-2023, couvrant 41 pays de la région, révèle une relation complexe entre la qualité des institutions et le développement économique, caractérisée par des effets négatifs et positifs dans différents contextes institutionnels et économiques.

Les résultats obtenus avec les méthodes standards et les modèles de seuil confirment que la qualité institutionnelle, bien qu'essentielle pour stimuler la croissance économique, demeure insuffisante dans de nombreux pays africains, ce qui maintient la région dans une situation de pauvreté persistante. La faiblesse des institutions est identifiée comme un obstacle majeur à la prospérité durable, et il devient évident que sans une amélioration substantielle de la qualité institutionnelle, il sera difficile pour les pays africains de sortir de la trappe du sous-développement.

Ainsi, pour espérer un développement économique stable et soutenu, il est impératif que les pays de l'Afrique subsaharienne investissent dans l'amélioration de leurs institutions. Cela passe par une gouvernance plus efficace, une réduction des inégalités et une mise en place de réformes institutionnelles adaptées aux spécificités de chaque sous-région. Les résultats de cette étude soulignent également la nécessité d'une approche intégrée, tenant compte de la diversité institutionnelle, pour élaborer des politiques économiques et de développement plus efficaces et plus inclusives.

In fine, l'amélioration de la qualité des institutions doit devenir une priorité stratégique pour les décideurs africains, car elle représente un levier essentiel pour la transformation économique et la prospérité durable du continent.

Références bibliographiques

1. Kidane, M. and Logan, B. (1991). Africa's Debt Crisis: Are Structural Adjustment Programs, *Afrique et Développement (CODESRIA)*, Vol. 16, No. 1 (1991), pp. 95-113.
2. Kabuya, K. F., Matata, P. M., et Lukau, E. P. (2023). Qualité des institutions et processus de développement économique : Evidence empirique en Afrique subsaharienne, *Revue Congo Challenge (RCC)*, Vol.5 N°1, Juillet 2023, pp. 170-218.
3. Paitoon, K. (2020). “Good governance dimensions and growth in Asia and the Pacific countries”, *International Journal of Innovation, Management, and Technology*, Vol. 11 No. 2, pp. 63-67.
4. Dickson, O.W., Masai, W. and Samuel, M.N. (2021). “Institutional quality and economic growth: evidence from Sub-Saharan Africa countries”, *African Journal of Economic Review*, Vol. 9 No. 4, pp. 106-125.
5. North, D. C. (1991). Institutions, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 5, No. 1, pp. 97-112.
6. Liyanage Devangi H. Perera, Grace H.Y. Lee. (2013). Have economic growth and institutional quality contributed to poverty and inequality reduction in Asia? *Journal of Asian Economics*.
7. Ochi A., Saidi Y. and Labidi M. A. (2022). Non-linear Threshold Effect of Governance Quality on Economic growth in African Countries: Evidence from Panel Smooth Transition Regression, *Journal of the Knowledge Economy* <https://doi.org/10.1007/s13132-022-01084-w>.
8. Barro, R. J. (1996). ‘Democracy and growth’. *Journal of Economic Growth* **1**(1), 1–27.
9. Acemoglu, D., S. Johnson, and J. Robinson. (2005). ‘Institutions as the Fundamental Cause of Long-Run Growth’, in P. Aghion and S. Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth*, vol. 1A, North Holland: Elsevier, chapter 6, pp. 385–472.
10. Rigobon, R., & Rodrik, D. (2005). Rule of law, democracy, openness, and income: Estimating the interrelationships¹. *Economics of transition*, 13(3), 533-564. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0351.2005.00226>.
11. Matata et Tsasa (2024). *Economie politique des malédictions du développement : Thèse, antithèse et synthèse*, Édition Bruylant, Pages 575.
12. Beck, N., & Katz, J. N. (1995). What to do (and not to do) with time-series cross-section data. *American political science review*, 89(3), 634-647. <https://doi.org/10.2307/2082979>.
13. Pacifico et Giovanni. (2021). A Two-Step System for Dynamic Panel dealing with Endogeneity Issues and Causal Relationships. *Journal of Applied Economic Sciences* 16 (1).

14. Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93, 345–368.
15. González, A., Teräsvirta, T., & Dijk, D. V. (2005). Panel smooth transition regression models, Technical report, SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance. 604, Stockholm School of Economics revised 11 Oct 2017.
16. Mankiw, G. N., Romer, D. and Weil, D.N. (1992). “A Contribution to Empirics of Economic Growth”. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 2. pp. 407-437.
17. Acemoglu, D. (2003). “Why not a Political Coase Theorem? Social Conflict, Commitment, and Politics.” *Journal of Comparative Economics*, 31(4), 620–652.
18. La Porta, R.; Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A.; et Vishny, R. (1999) “The Quality of Government.” *Journal of Law*.
19. Acemoglu, Gallego and Robinson, (2014). "Institutions, Human Capital, and Development," *Annual Review of Economics*, Annual Reviews, vol. 6(1), pages 875-912.
20. Ronald Coase (1960), 1960. “The Problem of Social Cost,” *Journal of Law Economics*. 3, pp. 1–44.
21. Fors, H. C. et Olsson, O. (2007) “Endogenous Institutional Change after Independence.” *European Economic Review* 51 (8): 1896-1921.
22. Robinson, J. A. (1998) “Theories of Bad Policy.” *Journal of Policy Reform* (1): 1-46.
23. Banfield, E. C. (1958) *The Moral Basis of a Backward Society*. Chicago: University of Chicago Press.
24. Landes, D. S. (1998) *The Wealth and Poverty of Nations: Why Some Are So Rich and Some So Poor*. New York: W.W. Norton.
25. Putnam, R. D. (1993) *Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy*. Princeton: Princeton University Press.
26. Weber, (1958). *The Religion of India*. Glencoe: Free Press.
27. Acemoglu, D., Johnson, S., Robinson, J.A. (2004). *Institutions as the Fundamental Cause of Long-run Growth*. United States: National Bureau of Economic Research Working Paper 10481. Dankov et al. (2001).
28. Acemoglu, D. and Robinson, J. (2005). “Institutions as the fundamental cause of long-run growth”, in Philippe, A. and Steven, D. (Eds), *Handbook of Economic Growth*, pp. 386-472.
29. Acquah, E., Carboni, L. and Farcomeni, A. (2023). Institutions and economic development: new measurements and evidence, *Empirical Economics* (2023) 65:1693–1728, <https://doi.org/10.1007/s00181-023-02395-w>.
30. Albassam, B. (2013). The relationship between governance and economic growth during times of crisis, *European Journal of Sustainable Development*, Vol. 2 No. 4, pp. 1-18.
31. AlShiab M., Husam-Aldin N. Al-Malkawi, Abdelmounaim Lahrech. (2020). *Revisiting the Relationship between Governance Quality and Economic Growth*,

- International Journal of Economics and Financial Issues, 2020, 10(4), 54-63. DOI: <https://doi.org/10.32479/ijefi.9927>.
32. Arellano, M. and Bond, S. (1991). "Some tests of specification for panel Carlo evidence and an application to employment equations", *The Economic Studies*, Vol. 58 No. 2, pp. 277-297.
 33. Arellano, M., and Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-component models. *Journal of Econometrics*, 68, 29–51.
 34. Ariabod, A., Moghaddasi, R., Zeraatkish, Y., & Nejad, A. M. (2019). Governance and agricultural growth: Evidence from selected developing countries. *Economic Journal of Emerging Markets*, 11(1), 73–80. <https://doi.org/10.20885/ejem.vol11.iss1.art7>.
 35. Asongu et Kodila (2015). Conditional determinants of FDI in fast emerging economies: an instrumental quantile regression approach, AGDI Working Paper, No. WP/15/003.
 36. What to do (and not to do) with time-series cross-section data. *American political science review*, 89(3), 634-647. <https://doi.org/10.2307/2082979>.
 37. Belaid, R., Gasmi, F. et Virto, L. (2009). La qualité des institutions influence-t-elle la performance économique ? Le cas des télécommunications dans les pays en voie de développement, Toulouse School of Economics (TSE), Working Paper 09-089.
 38. Blundell, R., and Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87, 115–143. Bond (2001)
 39. Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance* 20: 249–272.
 40. Hadri, K. (2000). Testing for unit roots in heterogeneous panel data. *Econometrics Journal*, 3, 148–161.
 41. Chong, A., & Calderon, C. (2000). Institutional quality and poverty measures in a cross-section of countries. *Economics of Governance*, 1(2), 123–135.
 42. Christidou, M., & Panagiotidis, T. (2010). Purchasing power parity and the European single currency: Some new evidence. *Economic Modelling*, 27(5), 1116–1123.
 43. Christophe Hurlin, Valérie Mignon (2006). Une Synthèse des Tests de Racine Unitaire sur Données de Panel, *Economie et Prévision*, 2006, 169, pp. 253-294. [halshs-00078770](https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00078770).
 44. Dawson JW (1998). Institutions, investment, and growth: new cross-country and panel data evidence. *Econ Inq* 36(4) :603–619.
 45. Jolliffe, I. T. (2002). *Principal Component Analysis* (2nd ed.). New York: Springer.
 46. Degbedji, D. et Chabossou, A. (2023). Institutions hors marché et croissance économique en Afrique subsaharienne, *cahier du CBRSI*.
 47. DiVita, Giuseppe (2017). Political Corruption and Legislative Complexity: A Macroeconomic Analysis (January 8, 2017). Paper presented at the Annual Meeting of American Economic Association, Chicago (IL) January 6-8, 2017, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2911483> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2911483>.

48. Dias, J., & Tebaldi, E. (2012). Institutions, human capital, and growth: The institutional mechanism. *Structural Change and Economic Dynamics*, 23(3), 300-312. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2012.04.003>.
49. Dickson, O.W., Masai, W. and Samuel, M.N. (2021). "Institutional quality and economic growth: evidence from Sub-Saharan Africa countries", *African Journal of Economic Review*, Vol. 9 No. 4, pp. 106-125.
50. Dongwang Liu et Ziqi Yang (2024). Asymmetric linkages among fintech, oil prices, governance, and growth in Southern Asian economies.
51. Farcomeni, A., Ranalli, M. and Fikadu, S. (2020). Dimension reduction for longitudinal multivariate data by optimizing class separation of projected latent Markov models, *TEST* (2021) 30:462–480 <https://doi.org/10.1007/s11749-020-00727-x>.
52. Hali Edison (2003). How Strong are the Links Between Institutional Quality and Economic Performance, *Finance and Development*, (June), 35-37.
53. Harris, R. D. F., & Tzavalis, E. (1999). Inference for Unit Roots in Dynamic Panels Where the Time Dimension Is Fixed. *Journal of Econometrics*, 91, 201-226.
54. Fouquau J., Hurlin C. and Rabaud I. (2008). The Feldstein-Horioka Puzzle: a Panel Smooth Transition Regression Approach, *Economic Modelling*, 25(2), 284-299, for the PSTR.
55. Iheonu, C., Ihedimma, G and Onwuanaku, C. (2017). Institutional Quality and Economic Performance in West Africa, MPRA Paper No. 82212, <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/82212/>.
56. Im, K.S., M.H. Pesaran, and Y. Shin. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics* 115: 53–74.
57. Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31–36.
58. Kaufmann, D., Kraay, A. and Mastruzzi, M. (2009). "Governance matters VIII: aggregate and individual governance indicators, 1996-2008", World Bank Policy Research Working Paper, No. 4978.
59. Kervin, J. B. (1992). *Methods for Business Research*. Harper Collins Publishers.
60. Levin, A., C.F. Lin, and C. Chu. (2002). Unit root test in panel data: Asymptotic and finite sample properties. *Journal of Econometrics* 108 : 1–24.
61. Lio, M., & Liu, M. (2008). Governance and agricultural productivity: A cross-national analysis. *Food Policy*, <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2008.06.003>
62. Maddala, G. S., and S. Wu. (1999). "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61, no. 1: 631–652.
63. Marija, R. (2020). "The impact of institutional quality on economic growth: a comparative analysis of the Eu and non-Eu countries of Southeast Europe", *Economic Annals*, Vol. Lxv No. 225, pp. 163-181.
64. Mohammad, S., Husam-Aldin, A. and Abdelmounaim, L. (2020). "Revisiting the relationship between governance quality and economic growth", *International Journal of Economics and Financial Issues*, Vol. 10 No. 4, pp. 54-63.

65. Nawaz, S. and Khawaja, M. (2019). Fiscal policy, institutions and growth: new insights. *Singap Econ Rev* 64(05):1251–1278.
66. Noha, E. and I-Ming, C. (2016). “The impact of governance on economic growth: the case of middle Eastern and North African countries”, *Topics in Middle Eastern and African Economies*, Vol. 18 No. 1, pp. 126-144.
67. Oanh Kim Thi Tran, Hac Dinh Le and Anh Hong Viet Nguyen (2021). Role of institutional quality in economic development: A case study of Asian countries. *Problems and Perspectives in Management*, 19(2), 357-369.
68. Ouoba, Y., & Sawadogo, R. (2019). Natural resources effect on economic growth: The role of institutional quality. *Journal of Policy Modeling*. Retrieved from <http://www.econmodels.com/upload7282/18468cfe824ca4067afca26e9de00b1c.pdf>.
69. Patrick, E. (2020). “Economic growth of CEMAC: does institutional quality matter?”, *European Scientific Journal*, Vol. 16 No. 7, pp. 216-235.
70. Pesaran, M.H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence. *Journal of Applied Econometrics* 27: 265–312.
71. Ouoba, Y., & Sawadogo, R. (2019). Natural resources effect on economic growth: The role of institutional quality. *Journal of Policy Modeling*. Retrieved from <http://www.econmodels.com/upload7282/18468cfe824ca4067afca26e9de00b1c.pdf>.
72. Radulović, M. (2020). The Impact of Institutional Quality on Economic Growth: A Comparative analysis Of the Eu and Non-EU countries Of Southeast Europe. *Economic Annals*, <https://doi.org/10.2298/EKA2025163R> 65(225), 163–181.
73. Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *Stata Journal* 9: 86–136.
74. Saima, N., Nasir, I. and Muhammad, A.K. (2014). “The impact of institutional quality on economic growth: panel evidence”, *Pakistan Development Review*, Vol. 53 No. 1, pp. 15-31.
75. Salawu, M.B., Yusuff, A.S., Salman, K.K., Ogunniyi, A.I. and Rufa, A.M. (2018). “Does governance influence economic growth in Sub-Saharan Africa”, *Global Journal of Human- Social Science: Economics*, Vol. 18 No. 1.
76. Tejinder S. Sara et al. (2009). Role of Institutions in Growth of Countries, *International Business & Economics Research Journal* – June 2009, Volume 8, Number 6.
77. Tsopmo and al. (2017). The effects on economic growth of natural resources in Sub-Saharan Africa: Does the quality of institutions matters? Published 26 January 2017 *Economics, Environmental Science, Economics Bulletin*.

Tableau A1. Classification pays-revenu en Afrique subsaharienne

Pays	Sous-région	Inégalités du revenu	Pays	Inégalités du revenu	Sous-région
AFRIQUE DU SUD	Afrique australe	Revenu intermédiaire supérieur	LIBERIA	Revenu faible	Afrique de l'Ouest
ANGOLA	Afrique australe	Revenu intermédiaire faible	MADAGASCAR	Revenu faible	Afrique de l'Est
BENIN	Afrique de l'Ouest	Revenu intermédiaire faible	MALAWI	Revenu faible	Afrique australe
BOTSWANA	Afrique australe	Revenu intermédiaire supérieur	MALI	Revenu faible	Afrique de l'Ouest
BURKINA FASO	Afrique de l'Ouest	Revenu faible	MAURITANIE	Revenu intermédiaire faible	Afrique de l'Ouest
BURUNDI	Afrique de l'Est	Revenu faible	MOZAMBIQUE	Revenu faible	Afrique australe
CAMEROUN	Afrique centrale	Revenu intermédiaire faible	NAMIBIE	Revenu intermédiaire supérieur	Afrique australe
CAP-VERT	Afrique de l'Ouest	Revenu intermédiaire faible	NIGERIA	Revenu intermédiaire faible	Afrique de l'Ouest
COMORES	Afrique de l'Est	Revenu intermédiaire faible	NIGER	Revenu faible	Afrique de l'Ouest
CONGO	Afrique centrale	Revenu intermédiaire faible	RD CONGO	Revenu faible	Afrique centrale
COTE D'IVOIRE	Afrique de l'Ouest	Revenu intermédiaire faible	CENTRAFRICAINE	Revenu faible	Afrique centrale
DJIBOUTI	Afrique de l'Ouest	Revenu intermédiaire faible	RWANDA	Revenu faible	Afrique de l'Est
ERITHREE	Afrique de l'Est	Revenu faible	SAO-TOME ET PRINCIPE	Revenu faible	Afrique centrale
ESWATINI	Afrique australe	Revenu intermédiaire faible	SENEGAL	Revenu intermédiaire faible	Afrique de l'Ouest
ETHIOPIE	Afrique de l'Est	Revenu faible	SEYCHELLES	Revenu supérieur	Afrique de l'Est
GABON	Afrique centrale	Revenu intermédiaire supérieur	SIERRA LEONE	Revenu faible	Afrique de l'Ouest
GAMBIE	Afrique de l'Ouest	Revenu faible	SOUDAN DU SUD	Revenu faible	Afrique de l'Est
GHANA	Afrique de l'Ouest	Revenu intermédiaire faible	SOUDAN	Revenu faible	Afrique de l'Est
GUINEE	Afrique de l'Ouest	Revenu intermédiaire faible	TANZANIE	Revenu intermédiaire faible	Afrique de l'Est
GUINEE-BISAU	Afrique l'Ouest	Revenu faible	TCHAD	Revenu faible	Afrique de l'Ouest
GUINNEE EQUATORIALE	Afrique centrale	Revenu intermédiaire supérieur	TOGO	Revenu faible	Afrique centrale
ILE MAURICE	Afrique de l'Est	Revenu intermédiaire supérieur	UGANDA	Revenu faible	Afrique de l'Est
KENYA	Afrique de l'Est	Revenu intermédiaire faible	ZAMBIE	Revenu intermédiaire faible	Afrique australe
LESOTHO	Afrique australe	Revenu intermédiaire faible	ZIMBABWE	Revenu intermédiaire faible	Afrique australe

Source: Banque mondiale (2022)

Tableau A2- Statistiques descriptives des variables

Variable	Observation	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
LnPibh	1,120	7.1158000	0.9676387	5.5069040	9.877226
FInstQ	1,120	-5.20e-10	0.8453117	-2.260850	2.500000
Pstab	1,120	-0.542606	0.8664948	-2.847850	1.283140
Ccorr	1,120	-0.632611	0.6250174	-1.647850	1.698150
Geff	1,120	-0.750005	0.6235221	-1.879460	1.150490
EtDroit	1,120	-0.698027	0.6311512	-1.918400	1.023960
QRegl	1,120	-0.675793	0.6332208	-2.369390	1.196950
VRespons	1,120	-0.636487	0.7221331	-2.226050	1.007170
LnFbcfg	1,119	2.9672950	0.4757284	-1.228027	4.356720
LnEnrolp	1,120	4.5060410	0.330236	2.1993530	5.022076
LnGpop	1,106	0.8007511	0.6132238	-6.078767	2.810938
LnInflat	1,120	4.5347620	0.8623759	-3.516171	10.56609
LnGide	1,050	0.6568701	1.37882	-6.167725	5.086509
LnOuv	1,120	4.0942520	0.5058867	0.7922864	5.403479
LnDevfin	1,086	0.8802805	0.3897724	-2.718622	1.570124
LnApd	1,118	28.760250	1.70134	12.611540	27.34334

Source : Estimations de l'auteur à partir de Stata 18.5

Tableau A2 : Matrice de corrélation entre variables

	lnPibh	FInst	Pstab	Ccorr	Geff	Etdroit	Qregl	Vrespons	lnFbcfg	lnEnrol	lnGpop	lnInflat	lnGide	lnOuv	lnDevfin	lnApd
lnPibh	1.0000															
FInst	0.3515	1.0000														
Pstab	0.5488	0.6168	1.0000													
Ccorr	0.4521	0.6708	0.6447	1.0000												
Geff	0.5831	0.7237	0.6359	0.8387	1.0000											
Etdroit	0.5013	0.7975	0.7483	0.8507	0.8935	1.0000										
QRegl	0.4584	0.7978	0.6147	0.7758	0.8817	0.8797	1.000									
VResp	0.3515	1.0000	0.6178	0.6708	0.7237	0.7975	0.7978	1.0000								
lnFbcfg	0.2335	0.2014	0.2398	0.2135	0.2707	0.2730	0.2670	0.2014	1.0000							
lnEnrolp	0.2637	0.1959	0.2519	0.2256	0.2494	0.2460	0.2493	0.1959	0.2113	1.0000						
lnGpop	-0.3949	-0.2835	-0.2758	-0.3863	-0.4116	-0.3637	-0.3314	-0.2835	0.1277	-0.1612	1.0000					
lnInflat	0.0450	0.0282	0.0333	0.0015	-0.0353	0.0560	-0.0035	0.0282	-0.0496	0.2334	-0.0505	1.0000				
lnGide	0.2391	0.0253	0.1628	0.0963	0.1325	0.1492	0.0705	0.0253	0.3551	0.1281	0.0457	0.0519	1.0000			
lnOuv	0.5647	0.2632	0.4707	0.3526	0.3606	0.3302	0.2849	0.2632	0.4038	0.2586	-0.2924	-0.1564	0.3743	1.0000		
lnDevfin	0.3407	0.2134	0.1709	-0.1550	0.4111	-0.0967	0.3543	0.2134	0.1809	0.2127	-0.2831	0.1111	-0.0742	0.1524	1.0000	
lnApd	-0.4456	0.0201	-0.3816	-0.3538	-0.0854	-0.1339	0.0001	0.0201	0.0489	-0.0093	0.2606	0.0251	-0.0398	-0.3804	-0.0448	1.0000

Source : Auteur à partir de Stata 18.5

Tableau A4- Facteurs d'inflation de la variance (VIF)

Variable	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
LnFbcfg	1.56	1.53	1.53	1.55	1.55	1.56	1.53
LnEnrolp	1.24	1.24	1.23	1.24	1.23	1.24	1.23
LnGpop	1.45	1.37	1.46	1.52	1.47	1.45	1.42
LnInflat	1.16	1.17	1.16	1.17	1.16	1.16	1.16
LnGide	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.30
LnOuv	1.96	2.05	1.98	1.97	1.96	1.96	2.00
LnDevfin	1.27	1.21	1.26	1.32	1.28	1.27	1.22
LnApd	1.29	1.35	1.28	1.28	1.28	1.29	1.30
FInstQ	1.38	-	-	-	-	-	-
Pstab	-	1.44	-	-	-	-	-
Ccorr	-	-	1.39	-	-	-	-
Geff	-	-	-	1.57	-	-	-
EtDroit	-	-	-	-	1.43	-	-
QRegl	-	-	-	-	-	1.38	-
VRespons	-	-	-	-	-	-	1.22
Moyenne VIF	1.40	1.41	1.40	1.41	1.40	1.40	1.38

Source : Auteur à partir de Stata 18.5

Tableau A5- Tests de racine autorégressive avec indépendance en coupe

Test de Levin, Lin et Chu (2002)			Test de Im, Pesaran et Shin (1997, 2002 et 2003)		
Variables	Niveau (t-stat)	Décisions	Variables	Différence (Z-stat)	Décision
PIBh	-4.6453*	Stationnaire	PIBh	-4.4714 ***	Stationnaire
FInstQ	-9.3757***	Stationnaire	FInstQ	-19.7572***	Stationnaire
Pstab	-9.7412***	Stationnaire	Pstab	-19.6848***	Stationnaire
Ccorr	-9.3810***	Stationnaire	Ccorr	-18.1114***	Stationnaire
Geff	-10.4118***	Stationnaire	Geff	-19.6194***	Stationnaire
EtDroit	-8.9446***	Stationnaire	EtDroit	-18.8642***	Stationnaire
QRegl	-9.3757***	Stationnaire	QRegl	-19.7572***	Stationnaire
VRespons	-11.0991***	Stationnaire	VRespons	-17.4045***	Stationnaire
Fbcf	-10.0091***	Stationnaire	Fbcf	-18.5729***	Stationnaire
Enrolp	-11.6684***	Stationnaire	Enrolp	-16.6652***	Stationnaire
GPop	-15.3868***	Stationnaire	GPop	-10.2664***	Stationnaire
Inflat	5.3864	Non stationnaire	Inflat	-5.7950***	Stationnaire
Glde	-14.6671***	Stationnaire	Glde	-21.0558***	Stationnaire
Ouv	-8.4378*	Stationnaire	Ouv	-17.8443***	Stationnaire
DevFin	-5.5524	Non stationnaire	DevFin	-16.7868***	Stationnaire
Apd	-12.8374	Non Stationnaire	Apd	-16.6025	Stationnaire

*, ** et *** dénotent respectivement la significativité aux seuils de 10%, 5% et 1%. Les tests appliqués tiennent compte de l'indépendance transversale (cross sectional indepedance). Les conclusions se fondent sur la statistique de student pour le test LLC et le z-stat pour le test IPS.

Source : Estimations de l'auteur à partir de Stata 18.5

Tableau A6- Tests de racine unitaire augmentée en coupe de Pesaran (2007)

Niveau			Différence première		
Variables	Statistique	Décision	Variables	Statistique	Décision
PIBh	4.589	Non stationnaire	PIBh	-15.363 ***	Stationnaire
FInstQ	-4.174 ***	Stationnaire	FInstQ	-24.978 ***	Stationnaire
Pstab	-2.941 ***	Stationnaire	Pstab	-24.176 ***	Stationnaire
Ccorr	-1.879 **	Stationnaire	Ccorr	-22.864 ***	Stationnaire
Geff	-6.274 ***	Stationnaire	Geff	-26.115 ***	Stationnaire
EtDroit	-0.928	Non stationnaire	EtDroit	-24.428 ***	Stationnaire
QRegl	-4.174 ***	Stationnaire	QRegl	-24.978 ***	Stationnaire
VRespons	-1.815 **	Stationnaire	VRespons	-20.460 ***	Stationnaire
Fbcf	-1.167	Non stationnaire	Fbcf	-22.942 ***	Stationnaire
Enrolp	-4.902 ***	Stationnaire	Enrolp	-20.940 ***	Stationnaire
GPop	-2.778 ***	Stationnaire	GPop	-9.457 ***	Stationnaire
Inflat	11.922	Non stationnaire	Inflat	-13.135 ***	Stationnaire
GIdc	-11.674 ***	Stationnaire	GIdc	-25.947 ***	Stationnaire
Ouv	0.968	Stationnaire	Ouv	-21.256 ***	Stationnaire
DevFin	-1.913 **	Stationnaire	DevFin	-19.474 ***	Stationnaire
Apd	-9.612 ***	Stationnaire	Apd	-26.704 ***	Stationnaire

Source : Estimation de l'auteur à partir de Stata 18.5

Tableau A7- Test de spécificité de Hausman

	Coefficients		(b) - (B) Différence	sqrt(diag(V_b-V_B)) Ecart-type
	(b) FEM	(B) REM		
FInstQ	0.1325038	0.1402259	-0.0077222	0.0030322
LnFbcf	0.0714513	0.0690427	0.0024086	0.0011079
LnEnrolp	0.0578375	0.0583328	-0.0004953	0.0183240
LnGpop	-0.0358376	-0.0391712	0.0033336	0.0012302
LnInflat	0.0968349	0.0964477	0.0003873	0.0004854
LnGIdc	0.0013320	0.0017413	-0.0004093	0.0002336
LnOuv	0.0674660	0.0791752	-0.0117092	0.0029430
LnDevfin	0.0425416	0.0437111	-0.0011695	0.0013945
LnApd	-0.0168234	-0.0187488	0.0019254	0.0003672

b= constant sous les hypothèses H0 et H1 B = constant sous H0 et efficace sous H1

H0 : La différence entre coefficient n'est pas symétrique

Chi2(9) = (b-B)'[(V_b - V_B) ^ (-1)] (b-B) = 38.91 Prob > Chi2 = 0.0000

Source : Estimation de l'auteur à partir de Stata 18.5

Tableau A8. Résultats FEM sous-régionaux avec incorporation de l'effets clusters

Variable	Appartenance Cluster id	Afrique de l'Est	Afrique centrale	Afrique australe	Afrique de l'Ouest
FInstQ	0.2746202***	0.3874131***	0.0209582	0.273435***	0.3162589***
LnFbcfg	0.0138226	0.0646625	0.1083386	-0.190106***	0.0733672*
LnEnrolp	0.1587782**	-0.894789***	0.1407597	1.511472***	0.2364206***
LnGpop	-0.177081***	-0.326041***	0.6200263***	0.1035742*	-0.409812***
LnInflat	0.0625149**	0.2877599***	0.0129898	-0.101947***	0.0770889**
LnGide	0.0691686***	-0.0018797	-0.0129837	0.0306364	0.0073387
LnOuv	0.5289508***	0.3345274***	0.7673918***	-0.538307***	0.0324653*
LnDevfin	0.1017242	-0.0612371	0.116948	0.3356387***	0.051725
LnApd	-0.156161***	-0.116106***	-0.216667***	-0.069698***	0.0074115
Constante	8.250518***	12.01779***	8.288847***	4.941014***	3.835397***
F-Stat	117.58***	162.0***	25.65***	40.89***	32.79***
Nbr Obs	1,033	324	174	194	341
Nbr Grp	40	12	7	8	13

Source : Estimation de l'auteur à partir de Stata 18.5

Tableau A9. Résultats globaux par la méthode FGLS pour les modèles avec indice et sous-indices institutionnels

Variable	FInstQ	Pstab	Ccorr	Geff	EtDroit	QRegl	VRespons
LnFbcfg	0.0367781***	0.041112***	0.038107***	0.0366878***	0.0359605***	0.0367781***	0.0362562***
LnEnrolp	0.1119848***	0.0839234***	0.0871388***	0.1165376***	0.0811609***	0.1119848***	0.0874984***
LnGpop	-0.0632711***	-0.0496442***	-0.0569181***	-0.0648826***	-0.0544356***	-0.0632711***	-0.04846***
LnInflat	0.0347831***	0.0352553***	0.0460126***	0.0304833***	0.0316394***	0.0347831***	0.0343839***
LnGide	-0.0004096	-0.0012107	-0.0008347	0.0002358	-0.0006535	-0.0004096	-0.0009375
LnOuv	0.0856525***	0.0745568***	0.077666***	0.0683622***	0.069611***	0.0856526***	0.0749148***
LnDevfin	0.0571834***	.0583733***	0.0514913**	0.0511439***	0.0487307***	0.0571834***	0.0575606***
LnApd	-0.0087041***	-0.0077995***	-0.0083615***	-0.0106892***	-0.0081299***	-0.0087041***	-0.0057329**
Constante	5.628646***	6.194793***	6.238608***	6.33712***	6.357339***	6.166606***	6.209507***
FInstQ	0.1441645***	0.0558412***	0.1061809***	0.216408***	0.1593475***	0.1924506***	0.1172***
Wald chi2(9)	230.80***	160.19***	160.35***	255.43***	187.86***	230.80***	178.14***

Source : Estimations de l'auteur à partir de Stata 18.5

Tableau A10- Résultats des estimations du Sys-GMM des modèles de panel dynamique (tous les pays)

Variable	FInstQ	Pstab	Ccorr	Geff	EtDroit	QRepl	VRespons
LnPibh (t -1)	0.373208***	0.4596196***	0.4067771***	0.3715677***	0.3811643***	0.3732083***	0.469387***
Institutions	0.2058738 **	0.1499565**	0.1626464	0.3776812***	0.2572646**	0.274829**	0.1449124*
LnFbfg	0.023839	0.0427363	0.0611727	0.0139153	0.0287631	0.023839	0.0502767
LnEnrolp	0.072235	0.0650811	0.1018213	0.0620971	0.091065	0.072235	0.1003099
LnGpop	-0.0674837	-0.0983072	-0.0905364	-0.021978	-0.0698942	-0.0674838	-0.076238
LnInflat	0.0566582	0.0233519	0.0459798	0.085886*	0.0419174	0.0566581	0.031185
LnGide	0.0541472*	0.0439803	0.0472801	0.0438103	0.0434192	0.0541472*	0.049962*
LnOuv	0.2846902 *	0.2266352*	0.2813738*	0.2752507**	0.2912456*	0.2846902*	0.228669
LnDevfin	0.063810***	0.0729966***	0.0707632*	0.0438321**	0.0630009**	0.0638104***	0.0708944***
LnApd	-0.14512***	-0.0873891**	-0.1201655***	-0.1436672***	-0.1308528***	-0.1451205***	-0.1212227***
Constante	6.683915***	4.85842***	5.654915***	6.944345***	6.348686 ***	6.869641	5.539616***
Dummy_year	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nbr group	40	40	40	40	40	40	40
Nbr Instr.	20	20	20	20	20	20	20
F (18, 39)	1764.00***	2198.19***	1646.55***	2759.06***	2072.08***	1764.00***	2155.37***
A-B AR (1)	0.066	0.029	0.047	0.052	0.066	0.066	0.046
A-B AR (2)	0.103	0.228	0.165	0.123	0.049	0.103	0.33
Sargan test	0.948	0.313	0.445	0.019	0.870	0.948	0.053
Hansen test	0.987	0.796	0.856	0.560	0.970	0.987	0.611

*, ** et *** dénotent respectivement la significativité aux seuils de 10%, 5% et 1%. Les valeurs A-B AR (1) et AR (2) se rapportent au test d'autocorrélations sérielle d'Arellano-Bond autorégressif d'ordre 1 et 2 en première différence. Les tests de Sargan et de Hansen traduisent les tests des restrictions de sur-identification des instruments ou encore les tests de validité des instruments. La statistique de Fischer (F(.)) se rapporte au test de significativité jointe de tous les coefficients de la régression excepté la constante.

Source : Estimations de l'auteur à partir de Stata 18.5

Tableau A11- Résultats Sys-GMM de l'interaction Clust_FInst

Variable	Coefficient	Ecart-type	Probabilité critique
LnPibh (t -1)	0.2370338***	0.095853	0.000***
Clust_FInst	0.4304877***	0.1444503	0.005***
LnFbcfg	0.087086	0.0854419	0.314
LnEnrolp	0.0832912	0.197885	0.676
LnGpop	-0.1546641	0.1395384	0.274
LnInflat	0.0573444	0.065925	0.390
LnGide	0.0618224	0.0442091	0.170
LnOuv	0.4141952**	0.2015942	0.047**
LnDevfin	0.0997923**	0.0386934	0.014**
LnApd	-0.1281537***	0.0410571	0.003***
Constante	6.34512***	1.537102	0.000
Nbr group	40		
Nbr Instr.	29		
F (18, 39)	2034.71***		
A-B AR (1)	0.096		
A-B AR (2)	0.167		
Sargan test	0.072		
Hansen test	0.298		

*, ** et *** dénotent respectivement la significativité aux seuils de 10%, 5% et 1%. Les valeurs A-B AR (1) et AR (2) se rapportent au test d'autocorrélations sérielle d'Arellano-Bond autorégressif d'ordre 1 et 2 en première différence. Les tests de Sargan et de Hansen traduisent les tests des restrictions de sur-identification des instruments ou encore les tests de validité des instruments. La statistique de Fischer (F(.)) se rapporte au test de significativité jointe de tous les coefficients de la régression excepté la constante.

Source : Estimation de l'auteur à partir de stata 18.5

Tableau A12- Qualité des institutions moyenne en Afrique subsaharienne

ID	Pays	FInstQ	ID	Pays	FInstQ
1	Angola	-0,546403468	21	Guinée-Bissau	-0,6298404
2	Benin	0,316709604	22	Kenya	0,4894747
3	Botswana	1,80778	23	Lesotho	0,21298293
4	Burkina Faso	0,481988082	24	Madagascar	0,09567657
5	Burundi	-0,589727864	25	Mali	0,20945081
6	Cameroun	-0,270825993	26	Mauritanie	0,10508241
7	Centrafrique (Rép)	-0,727614243	27	Mauritius	1,83952883
8	Tchad	-0,593832232	28	Namibia	1,13910047
9	Comores (Îles)	-0,768445725	29	Niger	-0,0159077
10	Congo (Kinshasa).	-1,170033243	30	Rwanda	0,2720248
11	Congo (Brazzaville).	-0,759849375	31	Sénégal	0,57515469
12	Cote d'Ivoire	0,111244907	32	Seychelles	1,0554949
13	Guinée équatoriale	-1,170357857	33	Sierra Leone	-0,5267925
14	Erythrée	-1,575740046	34	Afrique du Sud	1,41555492
15	Eswatini	0,4099764	35	Soudan	-0,9895149
16	Ethiopie	-0,527347	36	Tanzanie	0,22331005
17	Gabon	0,345923396	37	Togo	-0,152115
18	Gambie	0,147931004	38	Ouganda	0,58775191
19	Ghana	0,696659036	39	Zambie	0,17162235
20	Guinée-Équatoriale	-0,395130704	40	Zimbabwe	-1,3009443

Source : Estimation de l'auteur à partir de l'indice composite en ACP