Revue Française d'Économie et de Gestion
ISSN : 2728- 0128
Volume 7 : Numéro 11

Gouvernance et performances socioéconomiques en Afrique subsaharienne : une analyse dynamique en panel ARDL

Governance and Socio-Economic Performance in Sub-Saharan Africa: A Dynamic ARDL Panel Analysis

ETOGO NYAGA YVES PATRICE
Enseignant chercheur
Université de Ngaoundéré-Cameroun
Laboratoire d'Economie Appliqué (LEA)

AHMADOU HAMADOU
Doctorant
Université de Ngaoundéré-Cameroun
Laboratoire d'Economie Appliqué (LEA)

ZEDOU ABDALA
Enseignant chercheur
Université de Ngaoundéré-Cameroun
Laboratoire d'Economie Appliqué (LEA)

Date de soumission : 03/09/2026

Date d'acceptation : 01/11/2026

Pour citer cet article :

ETOGO NYAGA. Y.P. & al. (2026) « Gouvernance et performances socioéconomiques en Afrique subsaharienne : une analyse dynamique en panel ARDL », Revue Française d'Economie et de Gestion « Volume 7 : Numéro 11 » pp : 1047- 1075.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0 International License

Résumé

L'objectif de cet article est d'analyser le rôle de la qualité de la gouvernance dans la promotion des performances économiques et sociales en Afrique subsaharienne. En nous appuyant sur la littérature existante, nous avons effectué des estimations à l'aide du modèle ARDL appliqué aux données de panel, avec l'estimateur PMG, sur l'échantillon de 42 pays d'Afrique subsaharienne pour la période allant de 2000 à 2019 ; où la qualité de la gouvernance est captée par la moyenne simple des six indicateurs de la gouvernance de (Kaufmann et al.,1999) et l'IDH comme proxy des performances socioéconomiques. Les résultats montrent que l'amélioration de la qualité de la gouvernance est associée, à court terme à une variation positive (0.005878) mais non significative des performances socioéconomiques. Et à long terme, à une relation positive (0,057572) et très significative (0,0000), dans les pays étudiés. Ainsi, la différence d'ampleur entre le court et le long terme indique que les apports favorables des réformes institutionnelles ne sont pleinement perceptibles qu'après une période d'ajustement, ce qui plaide pour de stratégies de gouvernance durables, continues et adaptées à chaque pays.

Mots clés : Gouvernance, performances socioéconomiques, Afrique subsaharienne, panel-ARDL, l'estimateur PMG.

Abstract

The objective of this article is to analyze the role of governance quality in promoting economic and social performance in sub-Saharan Africa. Drawing on existing literature, we conducted estimations using an autoregressive distributed lag (ARDL) model applied to panel data utilizing the pooled mean group (PMG) estimator for a sample of 42 sub-Saharan African countries over the period from 2000 to 2019. Governance quality is captured by the simple average of the six governance indicators developed by Kaufmann et al. (1999), while the Human Development Index (HDI) serves as a proxy for socioeconomic performance. The results indicate that, in the short term, an improvement in governance quality is associated with a positive (0.005878) but statistically insignificant change in socioeconomic performance. In the long term, however, there is a positive (0.057572) and highly significant (0.0000) relationship across the countries studied. The difference in magnitude between the short and long term suggests that the favorable contributions of institutional reforms only become fully apparent after an adjustment period; this underscores the need for sustainable, continuous governance strategies tailored to the specific context of each country.

Keywords: Governance, socio-economic performance, Sub-Saharan Africa, panel-ARDL, PMG estimator.

Introduction

L'une des préoccupations majeures des pouvoirs publics de nos jours, est la promotion des performances économiques et sociales. Cependant, selon le rapport du Programme des Nations Unies pour le développement, les progrès du développement humain sur le plan mondial connaissent un ralentissement sans précédent (PNUD, 2025). En effet le rapport présente une analyse sur les progrès du développement au travers d'une série d'indicateurs portant sur la santé, l'éducation et les niveaux de revenu, synthétisés dans l'indice de développement humain (IDH), et révèle une stagnation de la progression de l'IDH dans toutes les régions du monde. Particulièrement en Afrique subsaharienne, les performances socioéconomiques mesurées par l'IDH montrent des disparités fortes selon la base de données du (PNUD, 2023). Seuls deux pays atteignent la catégorie « la plus élevée », notamment, les Seychelles avec un score de (0,848) et l'île Maurice avec (0,806). Par ailleurs un nombre limité de pays se trouve dans la catégorie de développement humain « élevé », à savoir, l'Afrique du Sud (0,741), le Gabon (0,733) et le Botswana (0,731). La majorité des pays demeure concentrée dans les catégories de développement Humain « moyen » et « faible », certains pays ont des scores critiques notamment le Soudan du Sud (0,388), la Somalie (0,404), la RCA (0,414), le Tchad (0,416) et le Niger (≈ 0,419), qui sont des pays généralement classés parmi les derniers sur le plan mondial. Cette hétérogénéité des niveaux de développement humain observée en Afrique Subsaharienne pose le problème des facteurs susceptibles d'influer les performances économiques et sociales d'un pays.

Dans la littérature économique, l'analyse des performances socioéconomiques a été longtemps influencée par la théorie de la croissance économique classique et néoclassique (Smith, 1776 ; Malthus,1798 ; Ramsey, 1928 ; Solow, 1956 ; Cass, 1965 ; Koopmans, 1965). Notons que les performances socioéconomiques trouvent principalement leurs explications à travers des facteurs de production et l'accumulation du capital. La priorité était donc accordée à la croissance économique en partant de l'hypothèse que ses avantages finiraient par atteindre toutes les couches sociales (Nguekeng et Tchitchoua, 2020). Ce modèle de croissance est accompagné dans certaines régions, notamment en Afrique Sub-saharienne par des inégalités grandissantes.

La théorie du capital humain (Becker, 1964 et Lucas, 1988) a élargi le champ d'analyse économique à des comportements sociaux, en mettant en avant l'importance de l'éducation, de la formation et de la santé comme facteurs clés de la productivité et de la croissance

économique. Mais jusque-là, cette théorie est restée centrée sur le potentiel économique et n'intègre pas pleinement le bien-être social ou la distribution des opportunités.

Les analyses d'Amartya Sen, économiste indien, prix Nobel de sciences économiques en 1998, sont aujourd'hui reconnues pour leur apport majeur à l'analyse des inégalités. Selon cet auteur, il faut non seulement prendre en compte ce que possèdent les individus, mais aussi leur capacité, leur liberté à utiliser leurs biens pour choisir leur propre mode de vie.

La théorie néo-institutionnelle (Coase, 1937, 1960 ; North, 1990 et Williamson, 1985) apporte dans l'analyse des facteurs institutionnels. En effet, autre que les facteurs économiques traditionnels, les facteurs institutionnels influencent aussi les performances socioéconomiques d'un pays. C'est ainsi que, la théorie néo-institutionnelle établit un lien fondamental entre la gouvernance et les performances socioéconomiques en réduisant les coûts de transaction, en sécurisant les échanges et en structurant les incitations. La bonne gouvernance met en place des conditions favorables aux performances économiques et sociales. Empiriquement, l'on observe des évidences selon lesquelles, la bonne gouvernance semble jouer un rôle spécifique, puisque de nombreuses études ont prouvé que la mauvaise gouvernance est l'un des freins au développement des pays. On constate désormais qu'une bonne prise en charge des problèmes d'environnement et de développement économique ne passait plus uniquement par le recours aux modèles économiques soucieux de la préservation des ressources naturelles et des équilibres sociaux mais aussi par la mise en place des systèmes organisationnels, des systèmes d'action collective, des systèmes de gouvernance permettant aux acteurs d'intégrer le caractère fini du monde et de ses ressources, et d'agir en conséquence (Pinson, 2006).

Plusieurs organisations internationales à savoir, le fonds monétaire international (FMI), la banque mondiale (BM), le programme des nations unis pour le développement (PNUD) et d'autres organismes à l'échelle mondiale ont placé le problème de la gouvernance au cœur des débats politiques et économiques. En effet, l'articulation entre la gouvernance et les autres indicateurs économiques peut conduire à de nombreux travaux théoriques et tentatives empiriques pour répondre à certaines interrogations de disparités de développement entre les nations.

Les performances socio-économiques sont un ensemble constitué d'une croissance économique, d'une amélioration du niveau de l'éducation et de l'accès aux soins de santé. Ce concept regroupe conjointement, le revenu de ménages, le taux de scolarisation et l'amélioration de l'expérience de vie. Et selon la banque mondiale, la gouvernance est définie

comme étant l'ensemble des traditions et des institutions par lesquelles le pouvoir s'exerce dans un pays avec pour objectif le bien de tous.

Les économistes ne s'accordent pas sur la relation entre la gouvernance et les performances socioéconomiques, il est bien vrai que la majorité trouve une relation positive (North,1990 ; Barro, 1991 ; Olzer et Rodrik, 1992 ; Kaufmann et al., 2003 ; Ziadi, 2016 ; Haoudi, 2019 ; Ouedraogo, 2020 ; Belkhattab, 2022). Ces études mobilisent généralement des indicateurs des croissances économiques traditionnels tels que le PIB par habitant et le taux de croissance économique ou les indicateurs des comportements sociaux tels que le niveau de l'éducation et le niveau de la qualité de soin de santé. Mais, ces catégories d'indicateurs semblent limitées à une dimension, soit économique, soit sociale. Nous pensons, dans le cadre de cette étude que, ces dimensions sont conjointement liées et par conséquence la présente étude retient l'Indice de Développement Humain (IDH) comme proxy des performances socioéconomiques. Cet indice qui est élaboré par le PNUD, intègre simultanément la dimension économique et la dimension sociale. Il est certain que, les autres auteurs ont travaillé sur la croissance inclusive (Ali et Son, 2007 ; Rauniyar et Kanbur, 2010 ; Klasen, 2010 ; Banque Mondiale, 2013 ; Metangmo, 2024) en cherchant à concilier ces deux dimensions. Mais cette méthode souffre de difficultés de mesure et de comparabilité entre pays.

Parallèlement, les mesures de la gouvernance ne font pas l'unanimité dans la communauté scientifique tout comme dans les institutions internationales. En effet, Le PNUD insiste sur l'efficacité administrative, la participation civique, la transparence et l'inclusivité des politiques publiques. Transparency International, mesure la gouvernance avec l'Indice de Perception de la Corruption (CPI) et le Global Corruption Barometer (GCB) qui évaluent respectivement la perception de la corruption dans le secteur public et les expériences vécues par les citoyens. Freedom House met l'accent sur la démocratie et les libertés avec l'Indice de liberté dans le monde et l'Indice de liberté de la presse, centrés sur la participation politique et les droits civils.

La banque mondiale quant à elle mesure la gouvernance à travers les six indicateurs de (Kaufmann et al., 1999), qui sont : « Voix et responsabilité », « stabilité politique et absence de violence », « efficacité du gouvernement », « Qualité de la réglementation », « Etat de droit » et « contrôle de la corruption ». Cependant, dans les travaux empiriques, les uns utilisent les indicateurs étroits tels que, les libertés civiles, les règles de loi, les droits de propriété, la stabilité politique, la corruption (Barro, 1996; Rodrik, 1998; Mauro, 1995; Gupta et al., 2002; Alesina et al., 1996 ; Svensson, 1998) et les autres utilisent l'indice global de la gouvernance qui est souvent calculé comme la moyenne des six indicateurs ou l'agrégation par méthodes des

analyses factorielles afin de capter la multi-dimensionnalité de gouvernance (Ouedraogo, 2020 ; Onana, 2021 ; Ally, 2025).

Le débat méthodologique sur la validité des six indicateurs de (Kaufmann et al., 1999) n'est pas tranché. En effet, Thomas (2010) s'interroge sur ce que mesurent réellement ces six indicateurs, c'est-à-dire sur leur validité conceptuelle. Toutefois, selon Kaufmann et al. (2011), l'élaboration des six dimensions de la gouvernance repose sur plusieurs centaines de variables individuelles sous-jacentes, issues de sources variées. Les estimations obtenues sont assorties de marges d'erreur qui rendent compte de l'incertitude inhérente à la mesure de la qualité des institutions, ce qui renforce l'intérêt de ces indicateurs dans les études comparatives entre pays au sens des auteurs. Langbein et Knack (2010) quant à eux montrent que ces six indicateurs semblent mesurer un même concept général plutôt que des dimensions distinctes, ce qui plaide en faveur d'un indice composite de la gouvernance.

Ainsi, c'est dans cette logique que nous retenons la moyenne simple de ces indicateurs pour notre modèle de base, sous l'hypothèse de pondérations égale. Cette méthode d'agrégation est largement utilisée dans des travaux empiriques en sciences économiques (Chong et Gradstein, 2007 ; Easterly et Levine, 2003 ; Kaufmann, Kraay et Mastruzi, 2003 ; Knack et Keefer, 1995), en raison de sa transparence et son interprétation facile. Ensuite, nous construisons alternativement l'indice de la gouvernance par la méthode d'analyse en composantes principales pour tester la robustesse.

C'est dans ce contexte que s'inscrit cet article, qui vise à analyser le rôle de la gouvernance dans la promotion des performances socioéconomiques captées par l'IDH, dans les réalités de l 'Afrique subsaharienne caractérisées par une forte hétérogénéité entre pays. Spécifiquement, cet article analyse l'effet à court terme et l'effet long terme de la qualité de la gouvernance sur les performances socioéconomiques en Afrique subsaharienne. Plus précisément, nous répondons à la question suivante : **Quel est l'effet de la gouvernance sur les performances socioéconomiques en Afrique subsaharienne ?** L'hypothèse centrale défendue est que « l'amélioration de la gouvernance augmente les performances socioéconomiques en Afrique subsaharienne tant à court terme qu'à longue terme ».

Le choix de l'IDH comme indicateur « fédérateur » des dimensions économique et sociale constitue le principal apport conceptuel. En outre, la distinction entre effets de court et effets de long terme de la gouvernance sur les performances socioéconomiques en Afrique subsaharienne est peu examinée. La contribution méthodologique principale de cette étude est l'utilisation du modèle ARDL appliqué aux données de panel de 42 pays sur une période de

2000 à 2019 en ASS, c'est un modèle capable de capturer simultanément les effets dynamiques, les relations de court et de long terme. Il a permis de modéliser les effets retardés de la gouvernance et des variables de contrôle et de fournir des estimations robustes malgré des différences dans le niveau d'intégration des séries. La présente étude ne prétend pas découvrir que, la qualité de la gouvernance compte pour les performances socioéconomiques en ASS, cependant elle contribue à documenter comment et à quel horizon temporel elle compte pour une dimension plus large des performances socioéconomiques (IDH).

Il ressort de ce travail que l'amélioration de la gouvernance est associée à une variation positive mais non significative des performances socioéconomiques à court terme et à une relation positive, très significative et plus marquée à long terme dans les pays d'Afrique subsaharienne étudiés

L'article est organisé selon le plan suivant : la première section sera consacrée à la revue de littérature sur les liens entre gouvernance et performances économiques et sociales, la deuxième section nous permettra de présenter la méthodologie, la troisième section présentera les résultats des estimations et nous allons finir ce travail par une conclusion**.**

1. Revue de la littérature

Cette section examine la littérature existante sur le lien entre gouvernance et performances socioéconomiques. Elle présente d'abord les fondements théoriques, puis la littérature empirique en mettant en évidence méthodes, variables et divergences de résultats, afin de préparer l'apport de cet article.

1.1 Fondement théorique du lien entre gouvernance et performances socioéconomiques

Le rôle de la gouvernance dans les comportements des agents économiques et la promotion des performances économiques et sociales est incontournable de nos jours. En effet, les institutions lorsqu'elles sont fortes, établissent des règles et normes qui encadrent les interactions économiques et sociales, assurent la stabilité et la prévisibilité, protègent les droits de propriété et les contrats, réduisent les coûts de transactions, promeuvent la coopération et influencent la distribution des ressources.

La nouvelle économie institutionnelle (Coase,1937, 1960 ; North, 1990 et Williamson, 1985) a montré que la gouvernance a des effets sur les performances économiques et sociales.

En réalité, les analyses développées par (Coase,1937,1960) ont largement contribué à mettre à jour la question de la gouvernance. En effet, cet auteur en arrive à la conclusion que l'entreprise est parfois plus efficace que le marché dans la mesure où elle permet d'économiser sur les coûts

des transactions. Ainsi, l'organisation représente un thème essentiel par lequel les institutions sont réintroduites dans l'analyse économique.

Williamson (1985) considéré comme l'un des fondateurs de la nouvelle économie institutionnelle, a approfondi cette analyse en partant du postulat de la rationalité limitée et de l'opportunisme des agents. De ce fait, il fait une distinction entre plusieurs types d'institutions que sont le marché, la hiérarchie et les formes hybrides (Otando et Uzunidis, 2011). Ménard et Shirley (2005) soutient que la contribution de Williamson va au-delà et conduit à modifier notre représentation du fonctionnement des économies de marché et de leur régulation, en particulier la politique de la concurrence débouche ainsi assez naturellement sur l'examen de l'encastrement des transactions dans leur environnement institutionnel.

De même (North,1990) travaille sur les institutions dans le long terme et leurs effets sur les performances socioéconomiques. Pour l'auteur les institutions sont des règles de jeu dans une société et il les définit comme étant les règles du jeu qui façonnent, les comportements humains dans une société, qu'elles soient politiques, sociales ou économiques. Les institutions ont un rôle très important dans la société car elles déterminent la structure fondamentale des échanges, il démontre que les performances économiques et sociales durables dépendent de la qualité des institutions ; il souligne que le développement repose moins sur l'accumulation de ressources que sur la capacité à mettre en place un système de gouvernance efficace, stable et inclusif.

La théorie des institutions inclusives développée par (Acemoglu et Robinson, 2012) montre d'une part que, les institutions économiques inclusives disposent d'une propriété sécurisée des droits pour la majorité de la population. La loi et l'ordre, les marchés ouverts à la libre entrée relative de nouvelles entreprises, soutien de l'État aux marchés (sous la forme de fourniture de biens publics, de l'exécution des contrats), et l'accès à l'éducation et la possibilité pour la grande majorité des citoyens. Et d'autre part que, les institutions politiques inclusives permettent une large participation des citoyens dans les affaires de l'Etat et font respecter la primauté du droit des populations.

Sen (1999), quant à lui met l'accent sur l'importance des libertés individuelles et de leur capacité à agir comme moteur du développement humain. En effet, pour l'auteur, le développement ne se réduit pas à une simple croissance économique. Il repose également sur expansion des libertés individuelles fondamentales comme l'éducation et la santé ; une bonne gouvernance est donc un vecteur de ces libertés.

Ce cadre théorique définit le rôle de la bonne gouvernance dans la promotion des performances socioéconomiques à travers la réduction de coûts de transactions (Williamson, 1985), la

transparence dans les règles d'échanges (North, 1990) et l'expansion des libertés individuelles (Sen, 1999). Toute chose qui plaide pour une amélioration de la qualité de la gouvernance afin d'atteindre les objectifs économiques et sociaux.

1.2 Fondement empirique du lien entre gouvernance et performances socioéconomiques

Dans la littérature empirique, le débat sur la relation entre la gouvernance et les performances socioéconomiques est varié.

En effet, certaines études (Rodrik et al., 2004 ; Glaeser et al., 2004 ; Ziadi et Bhibah, 2016 ; Tahar et al.,2019 ; Ally, 2025) ont examiné le rôle de la gouvernance sur la performance économique en partant de l'hypothèse que ses avantages finiraient par atteindre toutes les couches sociales au sens de (Nguekeng et Tchitchoua, 2020). Ainsi, Rodrik et al. (2004) ont montré que la qualité des institutions prime sur tout le reste des variables dans sa capacité à pouvoir la performance économique. Glaeser et al. (2004) quant à eux s'opposent en attribuant un rôle plus fondamental au capital humain et à des politiques efficaces, souvent antérieures à l'amélioration des institutions. En outre, les études empiriques (Ziadi et Bhibah, 2016 ; Tahar et al., 2019 ; Ally, 2025) montrent que l'effet de la gouvernance sur la performance économique varie selon la dimension de gouvernance retenue.

Ces travaux s'arrêtent à la performance économique, sans vérifier si les bénéfices atteignent les résultats sociaux. Cependant, d'autres études incluent dans leurs variables indépendantes des préoccupations sociales. C'est ainsi que (Onana, 2021 ; Kilani et Ben Amar, 2022 ; Abbe et Hermann, 2024) ont travaillé sur le rôle de la gouvernance sur la croissance inclusive ; (Mtiraoui, 2014 ; Ouedraogo, 2020 ; Belkhattab, 2022) ont étudié l'effet de la gouvernance sur le capital humain et enfin les auteurs comme (Nandha et smyth, 2013 ; Asongu et Diop, 2021 ; Ahmad et Saleem, 2014) quant à eux ont cherché l'impact de la gouvernance sur l'Indice de Développement Humain. L'ensemble de ces études montre que la gouvernance compte pour les performances socioéconomiques.

Néanmoins, Bien que minoritaires, certaines études, montrent que, la relation entre gouvernance et performances socioéconomiques est mitigée (Aidt, 2019 ; Aidt et al., 2008 ; Méndez et Sepúlveda, 2006 ; Hellman et al., 2003 ; Slinko et al., 2002 ; Mo, 2001 ; Davoodi, 2000). Ces désaccords entre les auteurs, s'expliquent autant par le choix des indicateurs de la performance socioéconomique, des indicateurs de gouvernance, des variables de contrôle et des dimensions analysées, que par les modèles économétriques.

C'est ainsi que les unes utilisent des modèles linéaires (Ziadi et Bhibah, 2016 ; Belkhattab, 2022 ; Ouedraogo, 2020), les autres des modèles à équations simultanés (Tahar et al., 2019),

d'autres encore des modèles à correction d'erreur vectorielle (Kilani et Ben Amar, 2022), ou des modèles non linéaires, ce qui influe sur la signification et la robustesse des résultats.

La revue empirique révèle que, la gouvernance est liée à la dimension économique notamment la croissance économique ainsi qu'aux dimensions socioéconomiques telles que la croissance inclusive, le capital humain et le développement humain. Toutefois, les auteurs ne s'accordent pas sur l'ampleur et même le sens de cette relation. En outre, on constate que les résultats dépendent du contexte d'étude, des variables retenues, du modèle économétrique spécifié et de la méthode d'estimation utilisée. Ces divergences traduisent, la complexité du lien entre les indicateurs de gouvernance et les performances socioéconomiques et l'absence d'un cadre d'analyse consensuel.

A notre connaissance, la distinction entre effets socioéconomiques de court et de long terme de la gouvernance en Afrique subsaharienne est peu traitée. De même, les travaux antérieurs mobilisent des estimateurs qui imposent généralement des pentes communes entre pays (linéaires, équations simultanées, GMM en système). Notre article contribue au débat en prenant l'IDH comme un concept fédérateur de la dimension économique et de la dimension sociale et en proposant une analyse basée sur le modèle dynamique ARDL appliqué à des données de panel qui autorise l'hétérogénéité des dynamiques de court terme, avec une mesure de la gouvernance par la moyenne des six indicateurs, dont la sensibilité est examinée à l'aide d'un indice issu de l'ACP, afin de saisir simultanément les effets de court et de long terme de la gouvernance sur les performances socioéconomiques en Afrique subsaharienne.

2.Méthodologie : Présentation des variables et du Modèle économétrique

Nos données ont été collectées à partir de la base des données de la Banque Mondiale, world development indicators (WDI), worldwide governance indicators(WGI) et la base de données de PNUD sur l'échantillon de 42 pays d'Afrique subsaharienne pour la période allant de 2000 à 2019.

2.1 Choix des variables

- **La variable à expliquer**

L'**IDH**, a été choisi comme variable à expliquer en raison de sa bipolarité, puisqu'il a un pôle économique et un pôle social. En effet les dimensions économique et sociale du développement durable sont fédérées dans le concept de l'IDH. Avant son rapport de 2010, le PNUD captait IDH par le log du PIB/tête en PPA, par l'espérance de vie à la naissance et par la moyenne pondérée (2/3, 1/3) du taux d'alphabétisation et du taux de scolarisation. Cependant, cette méthode a été révisée par le PNUD en 2010. Les trois dimensions santé, éducation et revenu

sont conservées. La santé reste mesurée par l'espérance de vie à la naissance. En revanche, l'éducation est maintenant mesurée par les années de scolarisation escomptées pour les enfants et les années de scolarisation moyennes des adultes, qui donnent une idée plus fine du niveau d'éducation que le taux d'alphabétisme. Le revenu est maintenant mesuré sur la base du Revenu National Brut qui prend en compte les transferts internationaux de fonds, mesurant mieux la richesse d'une population. La formule d'agrégation est maintenant une moyenne géométrique plutôt qu'arithmétique et les maximas utilisés dans la normalisation ne sont plus fixes mais égaux à ceux observés sur la période pour laquelle l'IDH est calculé (Goujon et Hermet,2012).

- **Les variables explicatives**

Variable d'intérêt

L'indice global de gouvernance (**GOV**) est calculé comme la moyenne simple des six mesures suivantes :(1) la voix et responsabilité (VA**)**, (2) La stabilité politique et l'absence de violence (PV), (3) L'efficacité du gouvernement (GE) (4) La qualité de la régulation (RQ), (5) La règle de droit (RL) et (6) Le contrôle de la corruption (CC). Le calcule s'est fait sur Excel à partir des données issues de la base de données du Worldwide governance Indicators (WGI) de la banque mondiale. Cette méthode est adoptée par plusieurs auteurs (Chong et Gradstein, 2007 ; Easterly et Levine, 2003 ; Kaufmann, Kraay et Mastruzi, 2003 ; Knack et Keefer, 1995), en raison de sa transparence et son interprétation directe. Selon la théorie neoinstitutionnelle, la bonne gouvernance à un effet positif sur les performances socioéconomiques (Acemoglu et Robinson, 2012).

- **Les variables de contrôles**

Ces variables ont été sélectionnées dans le cadre de ce travail, en même temps sur la base du modèle de (Ally, 2025) et celui de Mtiraoui (2017).

Ouverture commerciale (**OUVC**), théoriquement, l'ouverture commerciale d'un pays est déterminée par son niveau de productivité ou son avance technologique, selon la théorie des avantages comparatifs, et par sa dotation relative en facteurs de production, selon le modèle de Heckscher et Ohlin. Nous attendons un signe positif pour cette variable.

DPS, c'est les Dépenses Publiques de la Santé, en pourcentage du PIB. Dans le contexte d'Afrique Subsaharienne caractérisé par un indice de corruption élevé, plusieurs recherches empiriques ont prouvé que les dépenses publiques liées la santé ont des signes négatifs sur les performances économiques.

Le taux de croissance annuel de la population (**POP**), selon Kelley et Schmidt (1996) le taux de la croissance de la population exerce un impact positif sur les performances socioéconomiques. Nous attendons un signe positif.

FBCF, la formation brute du capital fixe en pourcentage du PIB. Les théories de la croissance endogène mettent chacune l'accent sur l'accumulation d'une forme particulière du capital, parmi lesquelles le capital fixe (Ally, 2025). Son signe attendu est positif.

2.2 Spécification du modèle économétrique

Pour vérifier les effets de la gouvernance sur les performances socioéconomiques en ASS, nous allons estimer un modèle autorégressif à retards distribués, en sigle ARDL (Auto Regressive Distributed Lag model). Car ce modèle permet de capturer simultanément la dynamique à court terme et les relations de long terme des variables étudiées, ce qui le rend plus adapté que le modèle autorégressif (AR). En plus faisant partie de la classe des modèles dynamiques, l'ARDL, contrairement aux modèles statiques de panel (à effet fixe et/ou aléatoire), permet de capter les effets temporels (délai d'ajustement, anticipations) dans l'explication des performances socioéconomiques en ASS. En fin, le modèle Autorégressif à Retards Distribués autorise des variables intégrées d'ordres différents (I(0) et I(1)) contrairement aux modèles VAR et VECM.

En se basant sur les travaux de (Pesaran et al.,1999), la régression dynamique en panel hétérogène peut être incorporée dans le modèle de correction d'erreur en utilisant la technique ARDL à décalage distribué autorégressif. Le modèle de notre étude peut être écrit ainsi qu'il suit :

$$\Delta IDH_{i,t} = \varphi_i[IDH_{i,t-1} - \theta_i X_{i,t-1}] + \sum_{J=1}^{p-1} \gamma_J^i \Delta IDH_{i,t-j} + \sum_{J=0}^{q-1} \delta_J^i \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}$$

Avec **IDH** qui représente les performances socioéconomiques ; **X** est le vecteur de variables explicatives, GOV, POP, OUVC, DPS, FBCF ; **φ** est le coefficient de correction d'erreur qui est la vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme ; θ_i représente le coefficient de long terme **;** **δ** et **γ** représente respectivement le coefficient de court terme de la variable indépendante et dépendante retardée ; **p et q** sont respectivement les ordres de retard sur la variable dépendante et la variable indépendante ; μ_i est l'effet fixe individuel et $\varepsilon_{i,t}$ le terme d'erreur.

Dans le cadre de notre étude, nous cherchons à saisir les effets sur les performances socioéconomiques (**IDH** : variable dépendante) de la gouvernance (gouvernance : variable d'intérêt), tenant compte d'autres variables de contrôle indispensables dont, le taux de croissance de la population **(POP**), ouverture commerciale **(OUVC**), dépense publique liée à

la sante (**DPS**) et formation brute du capital fixe (**FBCF**). Ainsi, nous nous proposons d'estimer un modèle ARDL pour la fonction suivante :

IDH=f(GOV, POP, OUVC, DPS, FBCF)

Si l'on se propose de saisir les effets de court terme et ceux de long terme des variables explicatives ci-dessus sur l'IDH avec un seul retard pour chaque variable, la représentation ARDL (1,1,1,1,1,1) de la fonction sera :

$$\Delta IDH_{i,t} = \varphi_i[IDH_{i,t-1} - \theta_1 GOV_{i,t-1} - \theta_2 POP_{i,t-1} - \theta_3 OUVC_{i,t-1} - \theta_4 DPS_{i,t-1} - \theta_5 FBCF_{i,t-1}] + \delta_1 \Delta GOV_{i,t} + \delta_2 \Delta POP_{i,t} + \delta_3 \Delta OUVC_{i,t} + \delta_4 \Delta DPS_{i,t} + \delta_5 \Delta FBCF_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}$$

Avec Δ: opérateur de différence première ; δ_1,... ... δ_5 : effets à court terme ; $\theta_1 \ldots\ldots \theta_5$: dynamique de long terme du modèle.

La méthode d'estimation adaptée pour ce travail est l'estimateur Pooled Mean Group, PMG, développée par (Pesaran et al., 1999). D'abord, parce qu'il est plus adapté aux panels macroéconomiques caractérisées par une hétérogénéité structurelle comme le cas des pays d'Afrique subsaharienne. Il permet d'imposer l'homogénéité des coefficients à long terme tout en autorisant l'hétérogénéité à court terme. Ce qui correspond aux théories institutionnelles, qui plaident pour que les mécanismes structurels reliant gouvernance et développement reposent sur des fondements communs. La relation à long termes entre gouvernance et IDH est similaire entre pays alors que la relation de court terme dépend généralement des politiques nationales pour chaque pays, du niveau de revenu initial ou des cycles économiques. En plus, nous travaillons sur l'échantillon vaste, 42 pays d'Afrique subsaharienne pour une période longue, 20 ans, allant de 2000 à 2019, PMG est bien adapté. En fin, contrairement au MG, Mean Group, qui est moins efficace si les coefficients de long terme sont similaires et au DFE, Dynamique à Effets Fixes qui comporte des interceptions spécifiques à chaque pays, le PMG, présente des avantages techniques tels que, il reste cohérent même en présence d'endogénéité dynamique et permet une estimation simultanée à court et à long terme. Ce choix est validé par le test de Hausman dont les valeurs statistiques sont reproduites dans la section suivante.

Il convient de préciser que dans le cadre de cette étude, la relation de **cointégration** se repose sur le signe et la significativité du coefficient de correction d'erreur. D'autant plus que, selon (Pesaran, Shin et Smith, 1999), un coefficient négatif et statistiquement significatif de correction d'erreur atteste du retour du système vers son équilibre de long terme après un choc. Par ailleurs, nous gardons le même modèle avec les mêmes paramètres pour le teste de robustesse, tout en construisant alternativement l'indice de la gouvernance par l'Analyse en

Composantes Principales des six indicateurs de la gouvernance de (Kaufmann et al. 1999) de la variable d'intérêt afin de tester la sensibilité du modèle.

3. Résultats des Estimations

3.1 Statistiques descriptives des variables

Avant de procéder aux estimations, on propose dans cette partie de présenter les statistiques descriptives relatives aux variables utilisées ainsi que les corrélations entre ces variables.

3.1.1Statistiques descriptifs des données

Les statistiques descriptives de la variable endogène et des variables explicatives ainsi que les corrélations entre les différentes variables sont présentées dans les tableaux suivants :

Tableau 1 : Statistiques descriptives

	IDH	GOV	POP	OUVC	DPS	FBCF
Mean	0.485185	-0.672797	2.631209	73.88796	1.520657	22.21930
Median	0.474000	-0.729047	2.732616	62.91770	1.351835	21.56087
Maximum	0.804000	0.879893	5.604957	347.9965	6.048561	77.89006
Minimum	0.262000	-1.929354	-2.628656	16.66853	0.061829	-0.098400
Std. Dev.	**0.102843**	**0.571618**	**0.821665**	**43.13424**	**0.956364**	**9.671856**
Skewness	0.724683	0.518137	-1.099457	2.347465	1.328391	1.058416
Kurtosis	3.738642	3.017924	6.858700	11.07773	5.088875	5.816749
Jarque-Bera	92.61896	37.59649	690.3677	3055.221	399.7661	434.5268
Probability	**0.000000**	**0.000000**	**0.000000**	**0.000000**	**0.000000**	**0.000000**
Sum	407.5553	-565.1491	2210.215	62065.89	1277.351	18664.21
Sum Sq. Dev.	8.873853	274.1410	566.4363	1561012.	767.3770	78484.08
Observations	840	840	840	840	840	840

Source : Auteurs avec eviews9

Il ressort du tableau 1 ci-haut que l'ouverture commerciale et la formation brute du capital fixe sont plus volatiles que d'autres variables, et le IDH l'est moins au regard de l'écart-type (**std. Dev).** En plus, Les tests de Jarque-Bera rejettent l'hypothèse de normalité pour toutes les variables (p-value = 0,0000 < 5%). Toutefois, cette non-normalité est courante dans les données macroéconomiques de panel et ne compromet pas la validité des estimations ARDL-PMG, qui s'appuient sur des propriétés asymptotiques. Et enfin, on constate que la variable gouvernance affiche un résultat médiocre avec une moyenne de **(-0,672797).**

3.1.2 Test de corrélation

Un coefficient de corrélation élevé (proche de 1en valeur absolu) indique une forte corrélation entre les variables utilisées. Un coefficient de corrélation faible (proche de 0) indique une faible corrélation entre les variables utilisées.

Tableau 2 : matrice de corrélation

	IDH	GOV	POP	OUVC	DPS	FBCF
IDH	1.000000	0.530347	-0.220601	0.371730	0.353185	0.265419
GOV	0.530347	1.000000	-0.324482	0.179828	0.549822	0.199710
POP	-0.220601	-0.324482	1.000000	-0.122750	-0.200590	0.130279
OUVC	0.371730	0.179828	-0.122750	1.000000	0.164914	0.257806
DPS	0.353185	0.549822	-0.200590	0.164914	1.000000	0.137039
FBCF	0.265419	0.199710	0.130279	0.257806	0.137039	1.000000

Source : Auteurs à partir d'eviews9

Il ressort, de ce tableau que toutes les variables sont corrélées positivement avec l'IDH sauf la variable taux de croissance de la population (POP) qui a un signe négatif.

3.2 Test de dépendance transversale

Nous avons effectué un test de dépendance transversale afin de déterminer s'il faut utiliser un test de racine unitaire de première génération ou de seconde génération. En effet, la littérature récente sur les données en panel montre qu'il existe une dépendance transversale substantielle dans les termes de l'erreur, lequel peut s'accroitre en présence des chocs communs et des composantes inobservées (Rafael et Vasilis, 2006). De même, s'il y a dépendance transversale nous menons les tests de racine unitaire adapté à la circonstance. Le tableau 3 ci-dessous présente les résultats.

Tableau 3 : Test CD de Pesaran

Variable	**Pesaran CD**
IDH	120,568***
OUVC	6,206***
FBCF	10,963***
DPS	1,247
POP	1,471
GOV	-0,823

*Note : *** significatif au seuil de 1 %.*

Source : Auteurs

Nous avons choisi le test de Pesaran CD (Pesaran, 2004, 2015) comme critère unique de décision parce que ses propriétés statistiques sont adéquates à notre panel. En effet, le test de Pesaran CD est validé lorsque la dimension individuelle du panel est relativement grande par rapport à sa dimension temporelle (N > T), c'est le cas de notre échantillon où (N=42 > T=20). L'hypothèse nulle de ce test est, H0 : absence de dépendance inter-individuelle.

Il ressort du tableau 3 que le résultat varie selon les variables du modèle. L'hypothèse nulle d'indépendance est rejetée significativement au seuil de 1 % pour trois variables notamment, l'IDH (CD = 120,568 ; p = 0,0000), l'ouverture commerciale OUVC (CD = 6,206 ; p = 0,0000) et la formation brute de capital fixe FBCF (CD = 10,963 ; p = 0,0000). Par conséquence, ces

trois variables présentent une dépendance inter-individuelle, qui peut être expliqué économiquement par, l'exposition commune des pays de l'échantillon à des chocs partagés. Par contre, les trois autres variables, notamment, les dépenses publiques liées à la santé DPS (CD = 1,247 ; p = 0,2126), le taux de croissance de population POP (CD = 1,471 ; p = 0,1414) et la gouvernance GOV (CD = -0,823 ; p = 0,4104), ne rejettent pas l'hypothèse nulle d'indépendance au seuil conventionnel de 5 %. Par conséquence, ces variables sont considérées comme transversalement indépendantes selon ce critère.

Ces résultats orientent le choix des tests de racine unitaire en panel à mobiliser. Les variables pour lesquelles la dépendance transversale est avérée (IDH, OUVC, FBCF) seront soumises au test de seconde génération, le test CIPS (Cross-sectionally Augmented IPS) proposé par (Pesaran, 2007) ; tandis que les variables pour lesquelles l'indépendance n'est pas rejetée (DPS, POP, GOV) seront soumises au test de première génération (IPS, Fisher-ADF), dont les hypothèses sous-jacentes ne sont pas violées pour ces variables.

3.3 Tests stationnarité

Tableau 4 : stationnarité des variables

Variable	Test	Niveau	Différence 1ère	Ordre
IDH	CIPS	t-bar = -2,592	t-bar = -3,131***	**I (1)**
OUVC	CIPS	t-bar = -2,333	t-bar = -2,882***	**I (1)**
FBCF	CIPS	t-bar = -2,477	t-bar = -3,594***	**I (1)**
DPS	IPS	W = 0,372	W = -9,730***	**I (1)**
GOV	IPS	W = -2,157**	W = -10,868***	**I (0)**
POP	IPS	W = -30,537 ***	W = -23,096***	**I (0)**

*Note : *, **et *** représente la significativité à 10, 5 et 1%.*

Source : Auteurs

De ce tableau 4, il ressort que les variables du modèle n'ont pas le même ordre d'intégration. On constate donc que pour l'IDH, l'ouverture commerciale (OUVC) et la formation brute de capital fixe (FBCF), le test CIPS ne rejette pas l'hypothèse nulle de racine unitaire en niveau, alors qu'il la rejette de manière très significative en différence première. De même, Pour les dépenses publiques liées à la santé (DPS), le test IPS ne rejette pas l'hypothèse nulle en niveau (p = 0,6450) et la rejette significativement en différence première (p = 0,0000). Ces quatre variables sont donc intégrées d'ordre 1, I(1). Toutefois, pour les variables, gouvernance (GOV) et taux de croissance de la population (POP), le test IPS rejette l'hypothèse nulle en niveau, et ce rejet se renforce en différence première. Ces deux variables sont donc stationnaires en niveau, avec l'ordre d'intégration 0, I(0). Ce mélange d'ordres d'intégration I(0) et I(1) constitue une confirmation empirique supplémentaire de l'adoption d'un modèle ARDL pour notre panel.

3.4 Test de Hausman : choix de l'estimateur PMG contre MG

Comme signalé plus haut nous adoptons l'estimateur Pooled Mean Group, PMG, développée par (Pesaran et al., 1999) pour méthode d'estimation. Ce choix doit être validé empiriquement par le test de Hausman proposé par (Pesaran, Shin et Smith,1999), sous peine de reposer sur un choix arbitraire de l'estimateur. Le test de Hausman est calculé selon l'approximation diagonale :

$$\mathbf{H = \Sigma\ (\beta MG - \beta PMG)^2 / (VarMG - VarPMG)}$$

Ou **β** est le coefficient de long terme de PMG et de MG.

L'hypothèse nulle de ce test est que la différence entre les estimations PMG et MG n'est pas significative. Si l'hypothèse nulle n'est pas rejetée, nous mobilisons l'estimateur PMG, il est efficace. Ainsi, la somme de H de Hausman présentée dans le tableau 5 ci-dessous, donne une statistique $\mathbf{H \approx 3{,}79}$, très inférieure à la valeur critique du $\chi^2(5)$ au seuil de 5 % (11,070), soit une p-value approximative de 0,58. L'hypothèse nulle d'absence de différence systématique entre les coefficients PMG et MG n'est donc pas rejetée. Ce résultat plaide pour l'utilisation de l'estimateur PMG. Le tableau 5 ci-dessous présente les valeurs comparatives des coefficients de long terme PMG et MG et le calcul du test de Hausman.

Tableau 5 : le calcul du test de Hausman

Variable	Coef. PMG	Coef. MG	Var. PMG	Var. MG	H de Hausman
GOV	0,057572	1,075948	0,0002530	1,363290	0,7608
POP	-0,016000	-0,351549	0,0000541	0,192067	0,5864
OUVC	0,000308	0,000305	0,0000000158	0,0000208	0,0000
DPS	-0,005370	-0,340335	0,0000207	0,055710	2,0138
FBCF	-0,001244	0,005566	0,0000001160	0,0001084	0,4283

Source : calculé par les auteurs à partir du logiciel eviews.

3.5 Test d'homogénéité des pentes (Pesaran et Yamagata, 2008)

Tableau 6 : Test de Pesaran et Yamagata (2008) d'homogénéité des pentes

Statistique	Valeur
Delta (standard)	5,169***
Delta_adj (ajustée petits échantillons)	6,505***

*Note : *** significatif au seuil de 1 %.*

Source : Auteurs

Le test de Pesaran et Yamagata (2008) rejette de manière très significative l'hypothèse nulle d'homogénéité des pentes pour l'ensemble des cinq régresseurs du modèle (GOV, POP, OUVC,

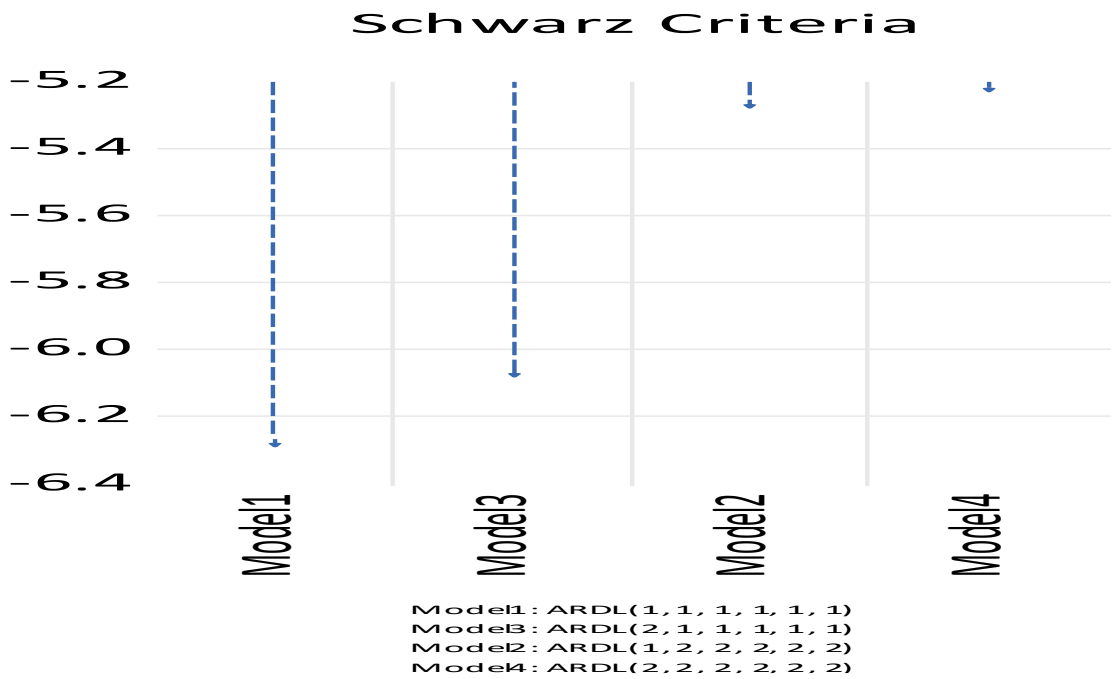
DPS, FBCF), aussi bien selon la statistique standard (Delta = 5,169 ; p = 0,000) que selon sa version corrigée pour petits échantillons (Delta_adj = 6,505 ; p = 0,000). Les coefficients de la relation entre l'IDH et ses déterminants sont donc statistiquement hétérogènes entre les pays de l'échantillon.

Contrairement au test de Hausman qui porte uniquement sur les coefficients de long terme, le test de Pesaran-Yamagata, porte sur l'homogénéité de l'ensemble des coefficients d'une régression de panel standard, sans distinguer court terme et long terme, et capte donc à la fois l'hétérogénéité de court terme et de long terme. Ce résultat renforce davantage le choix du PMG plutôt que du MG. En effet, cette situation est celle pour laquelle l'estimateur PMG a été développé, **il impose l'homogénéité des coefficients à long terme tout en autorisant l'hétérogénéité à court terme,** au sens de (Pesaran, Shin et Smith,1999).

3.6 Résultats d'estimation du modèle ARDL

Nous allons nous servir du critère d'information de Schwarz (SIC) pour sélectionner le modèle ARDL optimal, celui qui offre des résultats statistiquement significatifs avec les moins des paramètres.

Figure 1 : Valeurs graphiques SIC



Source : Auteurs à partir d'eviews9

Comme on peut le voir, le modèle ARDL (1,1,1,1,1,1) est le plus optimal que les 3 autres présentés, car il offre la plus petite valeur du SIC.

Tableau 7 : des résultats d'estimation du modèle ARDL

Variables	(a)	(b)
Long terme		
GOV	**0,057572*** (3,619183)**	**0,018380*** (5.508071)**
POP	**-0,016000** (-2,175731)**	**0,211308*** (9,975710)**
OUVC	**0,000308*** (2,454030)**	**0,000699*** (5,297686)**
DPS	**-0,005370 (-1,180141)**	**0,062941*** (13.27272)**
FBCF	**-0.001244*** (-3,653649)**	**0,000289 (1,156341)**
Court terme		
COINTEQ01	**-0,067662*** (-2,776031)**	**-0,054881*** (-2,652547)**
D(GOV)	**0.005878 (1,598676)**	**0,000897 (0,978633)**
D(POP)	**-0,040835 (-1,198024)**	**-0,054096 (-1,231873)**
D(OUVC)	**-0,000370 (-1,174688)**	**9,01E-05 (0,691156)**
D(DPS)	**0,001049 (0,905581)**	**-0,000716 (-0,523213)**
D(FBCF)	**$5{,}41^{E-05}$ (0,470035)**	**3,15E-05 (0,318044)**
CONS	**0,045815*** (3,125756)**	**-0,004513*** (-1,497020)**
Note : *, **et *** représente la significativité à 10, 5 et 1%. Les écarts types sont entre parenthèse. (a) résultats avec l'indice de la gouvernance comme la moyenne des six indicateurs de la gouvernance, (b) résultats avec l'indice de la gouvernance issu de l'ACP des six indicateurs de la gouvernance.		

Source : Auteurs à partir d'eviews9

3.6.1 Discussions des résultats du modèle de base (a)

Comme on peut le lire sur le tableau 7, colonne **(a)** ci-dessus, le coefficient d'ajustement est statistiquement significatif, il est négatif et est compris entre zéro et un en valeur absolue (**-0,067662)**, ce qui garantit un mécanisme de correction d'erreur, et donc l'existence d'une relation de long terme (**cointégration**) entre les variables. En outre, ce coefficient d'ajustement traduit une vitesse d'ajustement relativement lente de l'IDH vers la relation d'équilibre à long terme, une correction d'à peine (~7 %) du déséquilibre par an. Ainsi, l'on note ce qui suit :

- **Pour la Variable d'intérêt**

À court terme, le coefficient associé à la gouvernance est positif (**0.005878)**, mais statistiquement non significatif. À long terme, il demeure positif (**0,057572)**, et devient

statistiquement très significatif au seuil de 1% **(p=0,0000)**, et se montre plus important, une augmentation de la qualité de la gouvernance d'une unité semble améliorer l'IDH de 0.057 unité.

Ces résultats montrent que, l'indice global de gouvernance constitue un facteur susceptible de favoriser les performances socioéconomiques à long terme dans les pays étudiés. Son effet positif à court terme n'étant pas statistiquement significatif et le coefficient d'ajustement étant faible (-0,67), cela indique que l'amélioration de la gouvernance met du temps à se traduire véritablement en progrès socioéconomique. Cette observation peut être expliquée par le délai de transmission entre les réformes institutionnelles, l'exécution des politiques publiques et les répercussions sociales observables au niveau des populations. Cet effet devient significatif à long terme, ce qui indique que, la bonne gouvernance agit progressivement en renforçant l'efficacité des politiques et l'efficience d'allocation des ressources. Ainsi la gouvernance semble être un facteur plus structurel que conjoncturel dans le processus de la promotion des performance économiques et sociales en Afrique subsaharienne. Ces résultats corroborent avec ceux trouvés par (Nandha & Smyth, 2013 ; Ahmad & Saleem, 2014 ; Asongu & Diop, 2021).

- **Pour les variables de contrôles**

Les dépenses publiques en pourcentage du PIB de la santé (**DPS**), le coefficient associé à cette variable est d'abord positif à court terme puis négatif à long terme. Toutefois il est statistiquement non significatif dans les deux cas, ce qui ne permet pas de tirer une conclusion robuste quant à l'impact empirique des dépenses publique de la sante sur les performances économiques et sociales dans le contexte d'Afrique Subsaharienne. Ces résultats suggèrent, des inefficiences dans l'utilisation des dépenses publiques sectorielles à long terme. Ce qui laisse croire que les dépenses de la santé n'arrivent pas à leur destination à long terme. Cela peut s'expliquer par le débat qui existe déjà sur lien de causalité entre les dépenses publiques de la santé et la santé publique. En effet, pour (Gupta et al., 2002 ; Baldacci et al., 2008 ; Haile et Nino-Zarazua, 2018) les dépenses publiques de la santé et la qualité la santé publique évoluent dans le même sens. Par contre (filmer et Pritchett, 1999) montrent que, les dépenses publiques de la santé sont sans effet sur la santé publique lorsque les institutions fonctionnent mal.

L'ouverture commerciale (**OUVC**), a un coefficient négatif et non significatif à court terme, un coefficient positif et significatif à long terme. Ce résultat indique que, l'ouverture commerciale ne produit pas l'action profitable immédiate sur les performances socioéconomiques ; au contraire ses bénéfices s'observent progressivement dans le temps. En d'autres termes, les avantages de l'intégration commerciale, tels que transfert de technologie, création d'emplois et

l'accès élargi aux marches, nécessitent un délai d'ajustement afin d'influencer les performances socioéconomiques en Afrique subsaharienne.

La formation brute du capital fixe (**FBCF**), a un coefficient d'abord positif et non significatif à court terme, puis négatif et significatif à long terme. Indiquant ainsi que, les investissements en formation brute du capital fixe peuvent, à court terme, avoir un effet positif qui s'avèrent très faibles et à long terme, être contre productifs dans le contexte de l'Afrique subsaharienne.

Le taux de la croissance de la population (**POP**), les coefficients à court terme tout comme à long terme sont négatifs mais significatif seulement à long terme. Cela indique que, dans les pays d'Afrique subsaharienne, une augmentation de la population n'a pas d'impact immédiat sur l'IDH, mais qu'à long terme elle tend à exercer un effet défavorable sur les performances socioéconomiques.

3.6.2 Robustesse : construction alternative de l'indice de gouvernance par la méthode d'ACP

Afin de tester la robustesse de notre modèle nous avons construit alternativement l'indice de la gouvernance par l'Analyse en Composantes Principales des six indicateurs de la gouvernance de (Kaufmann et al. 1999). Selon Ouedraogo (2020), cette méthode d'agrégation permet de résumer un ensemble de variables observées en un certain nombre de composantes qui sont des combinaisons linéaires de ces variables. Ainsi, l'indice de gouvernance globale issu de la combinaison linéaire représente la contribution de chaque indicateur à la construction de la gouvernance globale.

La colonne (b) du tableau 7 montre que tout comme pour le modèle de base, le coefficient d'ajustement est resté statistiquement significatif, il est négatif et est compris entre zéro et un en valeur absolue, ce qui garantit un mécanisme de correction d'erreur, et donc l'existence d'une relation de long terme entre les variables.

De même, pour la variable d'intérêt, les résultats mettent en évidence au même titre que dans le modèle de base, une relation positive entre la gouvernance et les performances socioéconomiques à court et à long terme, avec seule la relation de long terme statistiquement significative au seuil de 1 %. Ces résultats confirment la robustesse de notre modèle sur la variable d'intérêt, l'effet bénéfique de la gouvernance sur les performances socioéconomiques ne dépend pas de la manière de synthétiser l'indice de la gouvernance.

Toutefois, l'on ne dira pas autant pour les variables de contrôles. En effet, le changement du mode d'agrégation de l'indice de la gouvernance a entrainé les changements de signes du taux de la croissance de la population (POP), des dépenses publiques liées à la santé (DPS) et de la

formation brute du capital fixe (FBCF) à long terme ; les changements de signes à court terme de l'ouverture commerciale (OUVC) et des dépenses publiques liées à la santé (DPS) ; l'acquisition de la significativité des dépenses publiques liées à la santé à long terme, et la perte de la significativité de la formation brute du capital fixe (FBCF) à long terme. Cette instabilité témoigne de la sensibilité des variables de contrôles de notre modèle par rapport au mode d'agrégation de l'indice de la gouvernance et nous invite à interpréter ces variables avec prudence.

Conclusion et implications politiques

Ce papier tente d'analyser l'effet de la gouvernance sur des performances économiques et sociales en Afrique subsaharienne. Ce sujet a suscité la curiosité des chercheurs en économie ces dernières années. Ainsi, dans la littérature théorique, le rôle de la bonne gouvernance dans le progrès économique et social est identifié, par sa capacité à réduire les coûts de transactions (Williamson, 1985), à promouvoir la transparence dans les règles d'échanges (North, 1990) et à favoriser les libertés individuelles (Sen, 1999). Les travaux empiriques, montrent que les résultats dépendent du contexte d'étude, des variables retenues, du modèle économétrique spécifié et de la méthode d'estimation utilisée. Ces divergences traduisent, la complexité du lien entre les indicateurs de gouvernance et les performances socioéconomiques et l'absence d'un cadre d'analyse consensuel.

A l'aide du modèle autorégressif à retards distribués, ARDL appliqué aux données de panel, sur l'échantillon de 42 pays d'Afrique subsaharienne pour la période allant de 2000 à 2019, nous avons fait des estimations qui nous ont fourni les résultats suivants : A court terme, l'indice de la gouvernance mesuré par la moyenne des six indicateurs de la gouvernance, a un coefficient positif et non significatif sur l'IDH qui représente à la fois les dimensions économique et sociale. Et à long terme le coefficient de la gouvernance demeure positif, toutefois statistiquement très significatif. Par ailleurs, le coefficient de correction d'erreur est négatif, très significatif et faible.

Ces résultats suggèrent qu'une meilleure qualité de la gouvernance est associée, à long terme, à de meilleures performances socioéconomiques dans des pays d'Afrique subsaharienne étudiés, et que les réformes institutionnelles nécessiteraient un délai d'ajustement avant de se traduire par une amélioration de l'indice de développement humain. Cette association, qui ne dépend pas de la méthode d'agrégation de la gouvernance, doit toutefois être interprétée avec prudence. En effet, l'instabilité des signes de nos variables de contrôles lors du test de

robustesse par construction alternative de l'indice de gouvernance par la méthode d'ACP constitue la limite principale de cette étude et appelle à ne pas surinterpréter la spécification complète.

Sous réserve de cette limite, nous recommandons aux pouvoirs publics des pays d'Afrique subsaharienne étudiés de privilégier des politiques d'amélioration de la gouvernance inscrites dans la durée. L'absence d'association significative à court terme et la relation plus marquée à long terme sont compatibles avec l'hypothèse selon laquelle les gains issus des réformes institutionnelles se matérialiseraient progressivement. En outre, l'amélioration de la qualité de la gouvernance doit être continuelle. Si les bénéfices se manifestent avec retard, leur interruption ou leur réversibilité pourrait compromettre les gains attendus. Par ailleurs, les coefficients de long terme représentant des moyennes conditionnelles, et l'hétérogénéité entre pays ayant été mise en évidence par le test d'homogénéité des pentes de (Pesaran et Yamagata, 2008), les orientations ci-dessus ne sauraient s'appliquer uniformément mais devraient être adaptées aux spécificités des contextes institutionnels et économiques de chaque pays.

Bibliographie

Abbe, H. & Hermann, A. (2024). Qualités institutionnelles, chômage et croissance inclusive dans l'UEMOA. Revue internationale de gestion et d'économie, *série B- Économie*,7(1), p. 125-148.

ABOUDOU, H., & HILMI, Y. (2025). L'impact de l'IFRS 15 sur la Gouvernance d'Entreprise: Transitions vers une Transparence Accrue et des Pratiques Financières Responsables. International Journal of Economics and Management Sciences, 4(3), 28-43.

Acemoglu, D. & Robinson, J. A. (2012).Why nations fail: The origins of power, prosperity, and poverty. Crown Business, 29(2), 546.

Ahmad, Z., & Saleem, A. (2014). Impact of governance on human development. Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences, *8*(3), 612-628.

Aidt, T. (2019). Corruption, in CONGLETON, R. D., GROFMAN, B. et VOIGT, S. (dir.), *The Oxford Handbook of Public Choice*, Vol. 1, Oxford University Press

Aidt, T., Dutta, J. & Sena, V. (2008). Governance regimes, corruption and growth: Theory and evidence. Journal of Comparative Economics, 36(2), 195-220.

Alesina, A., Özler, S., Roubini, N. & Swagel, P. (1996). Political Instability and Economic Growth. Journal of Economic Growth, 1(2),189-211**.**

Ali, A. et Hwa Son, H. (2007). Measuring Inclusive Growth. Asian Development Review, 24(1), 11-31.

Ally, M. (2025). Dépenses publiques, gouvernance et croissance économique : une analyse empirique appliquée au cas de la république démocratique du Congo. Hal.archives, 1(44), 606.

Asongu, A. & Diop, S. (2021). Human Development and Governance in Africa: Do Good Fences Make Good Neighbours? .Research Africa Network Working Papers, n° 21/051, Research Africa Network (RAN).

Baldacci, E., Clements, B., Gupta, S. & Cui, Q. (2008), Social spending, human capital, and growth in developing countries. *World Development*, vol. 36, n° 8, p.1317–1341.

Banque Mondiale (2013), Mettre fin à l'extrême pauvreté et promouvoir une prospérité partagée. Banque mondiale, 19 avril 2013. Disponible sur **:** **https://www.banquemondiale.org/fr/news/feature/2013/04/17/ending_extreme_poverty_and_promoting_shared_prosperity**

Barro, R. J. (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries. *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443.

Barro, R. J. (1996). Democracy and growth. Journal of Economic Growth, 1(1), 1-27. https://doi.org/10.1007/BF00163340

Becker, G. S. (1964). Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education, The University of Chicago, Chicago Press.

Belkhattab. Z. (2022). Gouvernance et qualité de l'éducation dans les pays en voie de développement : évidences empiriques. Revue Française d'Economie et de Gestion, l3(5), 138 -159.

Cass, D. (1965). Croissance optimale dans un modèle agrégatif d'accumulation de capital. Review of Economic Studies, 32, 233-240.

Chong, A., & Gradstein, M. (2007). Inequality and institutions. Review of Economics and Statistics, 89(3), 454-465.

Coase, R.H. (1937. The Nature of the Firm, Economica Trad. fr. Revue Francaise d'Economie, 2(1), 386-405.

Coase, R.H. (1960). The problem of social cost. Journal of law and economics, 3(1), 1-44.

Davoodi, H.R., Gupta, S. & Chu, K. (2000), « Income Distribution and Tax and Government Social Spending Policies in Developing Countries ».

Dumitrescu, E.-I., & Hurlin, C. (2012), *« Testing for Granger Non-Causality in Heterogeneous Panels »*, paru dans la revue *Economic Modelling* (vol. 29, pp. 1450-1460)

Easterly, W., & Levine, R. (2003). Tropics, germs, and crops : How endowments influence economic development. Journal of Monetary Economics, 50(1), 3-39

EL KEZAZY, H., & HILMI, Y. (2024). Le contrôle de gestion territorial: levier de la bonne gouvernance. Essaie sur le cas des collectivités territoriales au Maroc. Alternatives Managériales Economiques, 6(4), 287-305.

Filmer,D. et Pritchett, L. (1999), « dépenses de santé et resultats sanitaires en Afrique», *Revue du développement en Afrique*, vol 21, N°2 , p.400-433.

Glaeser, E., La Porta, R. & Lopez-de-Silanes, F. **(2004).** Les institutions sont-elles responsables de la croissance ?. Journal de croissance économique p**.** 271-303.

Goujon, M. & Hermet, F. (2012). L'Indice de Développement Humain : une évaluation pour Mayotte. Région et Développement, n° 36, 229-244.

Gupta, S., Verhoeven, M. & Tiongson, E.R. (2002). The effectiveness of government spending on education and health care in developing and transition economies. European Journal of Political Economy, 18(4), 717-737.

KAIZAR, C., Dounia, G. A. G. A., & HILMI, Y. (2026). Intelligence artificielle et contrôle de gestion: leviers d'accountability et de gouvernance efficace. Agence Francophone, 576-607.

Haile, F. & Niño-Zarazúa, M. (2018). Does social spending improve welfare in low-income and middle-income countries?. Journal of International Development, vol. 3(30), P.367-398.

Haoudi, A. & Dada, I. (2019). Étude empirique de la relation entre Gouvernance et Croissance Économique : Cas du Maroc. Revue du contrôle, de la comptabilité et de l'audit, 4(3), 27-76

Hellman, J.S., Jones, G. & Kaufmann, D. (2003). Seize the state, seize the day: state capture and influence in transition economies. Journal of comparative economics, 31(4), 751-773

HILMI, Y., FATINE, F. E., AJARRAR, N., & BELKBIRA, F. (2020). La pratique de la gouvernance d'entreprise dans la période de crise du Covid-19. Quelles reconfigurations Economiques, Managerielles et Culturelles à l'Epreuve du COVID 19?, 66.

Kaufmann, D. & Kraay, A. (2002), Growth without Governance. *Policy Research Working Paper*, n° 2928, Washington, D.C., The World Bank..

Kaufmann, D. (2003), Rethinking Governance: Empirical LessonsChallenge Orthodoxy, .Global Competitiveness Report 2002–03,World Economic Forum, Geneva.

Kaufmann, D., Kraay, A. & Zoido-Labatón, **P**. (**1999).** Aggregating Governance Indicators World Bank. *Policy Research Working Paper* n°2195.

Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2003). *Governance matters III: Governance indicators for 1996–2002* (World Bank Policy Research Working Paper No. 3106). World Bank. https://doi.org/10.1596/1813-9450-3106

Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2011). The Worldwide Governance Indicators: Methodology and analytical issues. Hague Journal on the Rule of Law, *3*(2), 220-246. https://doi.org/10.1017/S1876404511200046

Knack, S., & Keefer, P. (1995). Institutions and economic performance : cross- country tests using alternative institutional measures. Economics and Politics, 7(3), 207-227.

Kelley, A. C., & Schmidt, R. M. (1996). Saving, dependency and development. Journal of Population Economics, 4(9), 365-386.

Kilani, H. & Ben Amar, M. (2022). Gouvernance et croissance économique inclusive: cas de la Tunisie. Revue Européenne du Droit Social, 55(1),56–66.

Klasen, S. (2010). The impact of gender inequality in education and employment on economic growth: New evidence for a panel of countries. Publication de l'Université de Munich.

Koopmans, T. C. (1965), le concept de croissance économique optimale. L'approche économétrique de la planification du développement, Hollande-Septentrionale, Amsterdam.

Langbein, L., & Knack, **S. (2010).** The Worldwide Governance Indicators: Six, one, or none? Journal of Development Studies, *46*(2), 350-370.

Lucas, R. (1988), « On the Mechanics of Economic Development », *Journal of Monetary Economics*, vol 22, p. 3-42.

Malthus, R. (1798), An essay on the principle of population, réimpression, Cambridge Press.

Mauro, P. (1995). Corruption and growth. The quarterly journal of economics, 110(5), 681-712.

Ménard, C. & Shirley, M. M. (2005), Handbook of new institutional economics, Dordrecht, Springer.

Méndez, F. & Sepúlveda, F. (2006). Corruption, growth and political regimes: Cross country evidence. European Journal of political economy, 22(1), 82-98.

Metangmo, J. (2024). La croissance est-elle inclusive au Cameroun ? Analyse à la lumière de la fonction d'opportunités sociales. *Revue Française d'Economie et de Gestion*, 5(3), 74 - 93.

Mo, P.H. (2001). Corruption and economic growth. Journal of comparative economics, vol 29(1), 66-79.

Mtiraoui, A. (2014). Gouvernance, human capital and growth in OECD countries. *MPRA*, n°61119

Mtiraoui, A. (2017), Contrôle de la corruption, capital humain et développement économique : Application aux secteurs de l'éducation et de la santé dans les régions MENA et OCDE, thèse soutenue à Université de Sousse-Tunisie.

Nandha, M. & Smyth, R.(2013). Qualité de la gouvernance et développement humain . DisponiblesurSSRN : https://ssrn.com/abstract=2360898 ou http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2360898

Nguekeng, B. & Tchitchoua, J. (2020), « La croissance économique est-elle inclusive en Afrique Sub-saharienne », Economic Researcher Review, 08(13), 09-31.

North, D.C. (1990), Institutions, Institutional Change and Economic Performance. Cambridge University Press, Cambridge.

Onana, N. V. C. (2021), Qualité des institutions et croissance inclusive en Afrique sub-saharienne, (Mémoire de Diplôme des Professeurs D'enseignement Technique de Second Grade DIPET II), non publié, Université De Yaoundé I).

Otando, G., & Uzunidis, D. (2011). Le renouveau des théories du développement : Institutions et bonne gouvernance. » Recherches Internationales, *90* , 9-30.

Ouedraogo, **I. (2020),** Gouvernance et formation du capital humain en afrique subsaharienne, Thèse de doctorat (Ph.D.) en Gouvernance et Intégration Régionale, présentée et soutenue publiquement à l'Université de Yaoundé II.

Özler, S., & Rodrik, D. (1992), « External shocks, politics and private investment: Some theory and empirical evidence. », *Journal of Development Economics*, *vol 39* n° 1), P.141-162.

Pesaran, M. H. & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. Journal of Econometrics, 68(79), 113.

Pesaran, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels (University of Cambridge Working Paper No. 0435). SSRN Electronic Journal. https://doi.org/10.2139/ssrn.572504

Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. Journal of Applied Econometrics, *22*(2), 265-312

Pesaran, M. H. (2015). *Time series and panel data econometrics*. Oxford University Press.

Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. Journal of Econometrics, 142(1), 50-93.

Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001), « Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. » *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16, n° 3, P.289-326.

Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R.P. (1999). Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. Journal of the American Statistical Association, 446, 621-634.

Pinson, G. (2006), Développement durable, gouvernance et démocratie. Harmattan, p.19-28.

PNUD. (2023), Rapport sur le développement humain 2023- Briser l'impasse : repenser la coopération dans un monde polarisé.

PNUD. (2025), Rapport sur le développement humain 2025 - une affaire de choix : individus et perspectives à l'ère de l'intelligence artificielle.

Pradhan, R. P. & Sanyal, G. S. (2011), « Good governance and human development: Evidence from Indian states », *Journal of Social and Development Sciences*, vol. 1, n° 1, P.1-8.

Rafael E. De. H & Vasilis S. (2006), Testing for cross-sectionnal dependence in panel data models. The Stata Journal 6(4), 482-496.

Ramsey, F. P. (1928). A mathematical theory of saving. The Economic Journal, *38*(152), 543-559.

Rauniyar, G. & Kanbur, R. (2010), Inclusive Development: Two Papers on Conceptualization, Application and ADB Perspectives. Mandaluyong City, Phillipines, Asian Development Bank.

Rodrik, D. (1998). Why do more open economies have bigger governments? Journal of Political Economy, *106*(5), 997–1032. https://doi.org/10.1086/250038

Rodrik, D., Subramanian, A., & Trebbi, F. (2004). Institutions rule: The primacy of institutions over geography and integration in economic development [Les institutions font la loi : la primauté des institutions sur la géographie et l'intégration dans le développement économique]. Journal of Economic Growth, *9*(2), 131-165**.**

Sen, A. (1989). Development as Capability Expension. Journal development planning, 19(41), p.58.

Sen, A. (1999), Development as Freedom, A. Knopf Inc ; trad. Fr. de Michel Bessières, Un nouveau Modèle Economique : Développement, Justice, Liberté, Paris: Odile Jacob.

Slinko, A. (2002). On asymptotic strategy-proofness of classical social choice rules », Theory and Decision, 52(4), 389-398.

smith, A. (1776), Recherche sur la nature et les causes de la Richesse des Nations, Vol I et II

Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. The Quarterly Journal of Economics, 70(1), 65-94.

Svensson, J. (1998). Investment, property rights and political instability: Theory and evidence. European Economic Review,42(8), 1317-1341.

Tahar, L., Hadhek, Z. & Hamida, A. (2019), « Les effets de la gouvernance sur la croissance économique » development economics, vol. 20(21). 46.

Thomas, M. A. (2010). What do the Worldwide Governance Indicators measure? European Journal of Development Research, *22*(1), 31-54.

Williamson, O. E. (1985), The economic institutions of capitalism: firm, markets, relational contracting ,York, free press.

Ziadi, A. & Bhibah, I. (2016). Governance and Economic Growth : Application of the Case of WAEMU countries. Journal of Academic Finance, 7(2), 70-82.