



Investissements Et Croissance Economique En Guinée : Paradoxe Keynésien Et Evidences De Court Et Long Terme Issues D'un Modèle ARDL

Investments And Economic Growth In Guinea: Keynesian Paradox And Short- And Long-Run Evidence From An ARDL Model

Par

Dr. Mamoudou BAGAGA, Enseignant-chercheur,

Université Général Lansana Conte Sonfonia Conakry - (UGLC-SC),

Dr. Moustapha SANE, Enseignant-chercheur,

Institut Supérieur des Sciences de l'Education de Guinée (ISSEG),

Tamba Pascal KOUNDOUNO

Université Général Lansana Conte Sonfonia Conakry - (UGLC-SC),

Digital Object Identifier (DOI): <https://doi.org/10.5281/zenodo.17303986>

Résumé

Cet article examine l'impact des investissements publics et privés sur la croissance économique en Guinée sur la période 1990-2019, à l'aide d'un modèle Autorégressive Distributed Lag (ARDL). Le test des bornes indique une relation de long terme significative entre le PIB par habitant et ses déterminants structurels, confirmée par la significativité du terme de correction d'erreur. Contrairement aux prévisions keynésiennes classiques, les résultats révèlent un effet significatif mais négatif de l'investissement public sur le produit intérieur brut par habitant à court terme. Ce résultat présente un cas particulier car ne s'alignant pas sur la même longueur d'ondes des effets de l'investissement public supposés être positifs sur la croissance, conformément à la théorie keynésienne. Mais il semble que les effets de l'investissement public sont différés dans le temps et se manifestent positifs mais non significatifs à long terme. En revanche, l'investissement

privé montre un effet positif et robuste à court terme et change de signe à long terme. Ces constats soulèvent la question de l'efficacité de l'allocation des dépenses publiques dans un contexte institutionnel fragile. Cependant, toutes recommandations basées sur l'amélioration de l'efficacité des investissements publics en Guinée devrait prendre en compte les critères de choix du meilleur investissement, de mode de financement, de réalisation et de suivi des projets de développement.

Mots clés : Investissements publics-privés, Croissance économique, Guinée, Cointégration, ARDL.

Classification JEL : E22, E62, O40, C32

Abstract

This article examines the impact of public and private investments on economic growth in Guinea over the period 1990-2019, using an Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model. The bounds test indicates a significant long-run relationship between GDP per capita and its structural determinants, confirmed by the significance of the error correction term. Contrary to classical Keynesian predictions, the results reveal a significant but negative effect of public investment on per capita GDP in the short run. This finding represents a particular case, as it does not align with the expected positive effects of public investment on growth, as suggested by Keynesian theory. However, it appears that the effects of public investment are delayed over time, becoming positive but statistically insignificant in the long run. In contrast, private investment shows a positive and robust effect in the short run but shifts to a negative impact in the long run. These findings raise the question of the effectiveness of public expenditure allocation in a fragile institutional context. Nevertheless, any recommendations aimed at improving the efficiency of public investments in Guinea should take into account the criteria for selecting the most appropriate investment, financing methods, implementation, and monitoring of development projects.

Keywords : Public-private investments, Economic growth, Guinea, Cointegration, ARDL.

JEL Classification : E22, E62, O40, C32

1. Introduction

La performance des politiques économiques, notamment au niveau des investissements publics, soulève des questions cruciales dans un contexte de réformes économiques, de gouvernance institutionnelle et d'instabilité politique. Dans la théorie keynésienne, l'investissement public a toujours été un levier sur lequel l'État s'appuie pour répondre aux besoins économiques d'un pays. Cet investissement public regroupe selon le FMI (2015), les dépenses de l'Etat dans les infrastructures économiques (transports, énergie, télécommunications, approvisionnement en eau) ainsi qu'aux équipements sociaux (écoles et hôpitaux). Dans les pays en développement, la baisse marquée de l'investissement public entraîne une obsolescence des infrastructures et freine la croissance (Banque mondiale, 2014). Il est donc au cœur de la reprise de l'activités économique en

cas de récession économique (FMI, 2020). Rapporté au PIB, le niveau moyen de l'investissement public en Guinée a atteint 7% entre 2012-2015, contre 4% entre 2000-2010 (FMI, 2019). Ces investissements sont soutenus par des ressources fiscales, l'emprunt, et des aides. Sur le plan de la politique budgétaire, l'investissement public constitue l'un des principaux instruments de relance de l'activité économique et de stimulation de la croissance. Depuis plusieurs décennies, la Guinée à l'instar de certains pays de l'Afrique subsaharienne, continue à accentuer son intervention dans l'économie, notamment à investir dans divers secteurs¹. L'Etat consacre une part croissante de son budget dans les infrastructures, surtout dans les secteurs du transport, de l'énergie, de l'éducation et de la santé. Malgré les ressources naturelles abondantes, ces investissements publics ne semblent pas avoir induit un changement structurel majeur dans la trajectoire de croissance du pays. La Guinée présente un niveau de développement humain faible, des infrastructures insuffisantes et une dépendance marquée aux fluctuations extérieures. La Guinée a traversé différents régimes politiques avec des visions en termes de politiques économiques différentes. En se basant sur ce contexte de l'économie guinéenne, la question centrale est : dans quelle mesure les investissements publics et privés influencent-ils la croissance économique en Guinée au regard des prédictions keynésiennes ? Quelles sont relations théoriques et empiriques existantes ? quel est le profil des investissements en Guinée ? quels sont les effets attendus sur la formation de la richesse ?

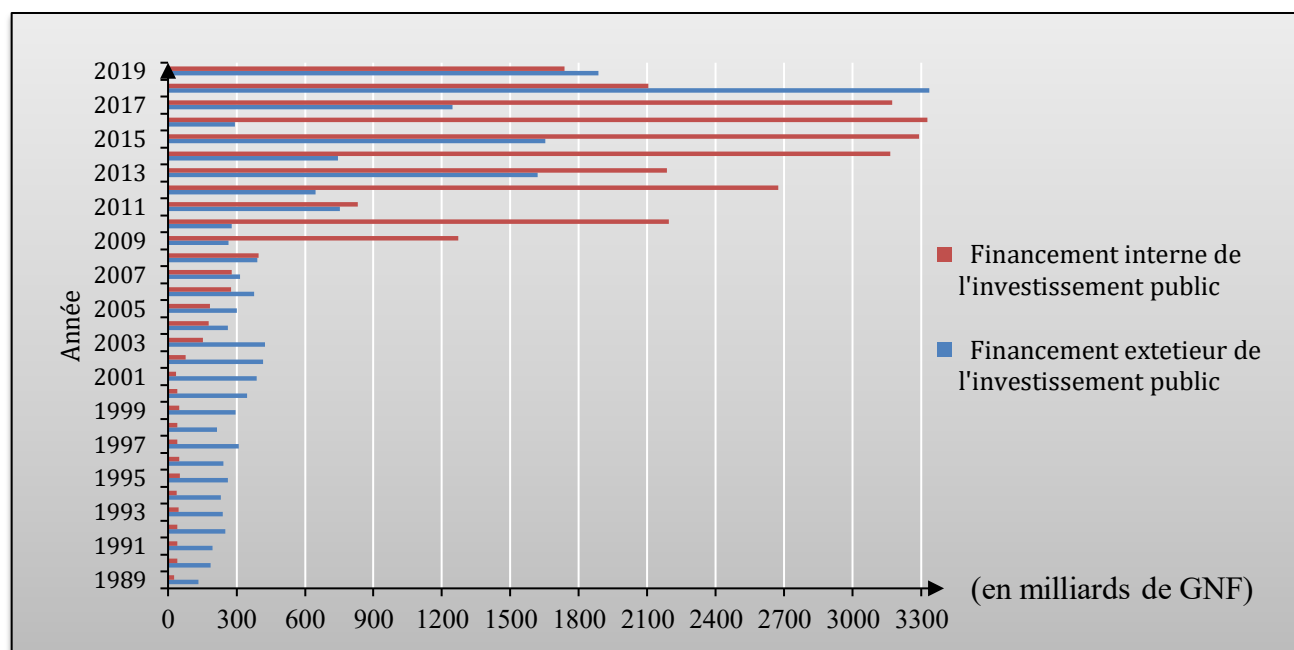
Dans la suite, l'article est structuré en quatre parties. Dans la première partie, nous soulevons les débats théoriques et empiriques d'inspiration keynésienne sur les rôles de l'investissement et de ses effets sur la création de richesse. Dans la deuxième partie, nous mettons en évidence quelques faits stylisés sur les investissements en Guinée. Au troisième niveau, l'approche méthodologique est présentée. Nous terminons par présenter les résultats et la discussion à la quatrième partie.

¹ Loi de Finances pour l'année 2020 et LA LOI L/2020/0029/AN du 30 décembre 2020/ DNPP/Cadrage macro, 2022), la part des dépenses d'investissement de l'Etat Guinéen pourrait être estimée environ 35,46 % des dépenses totales en 2020 contre 30,04% en 2021 (soit un montant de 8331791122 475 GNF en 2021).

2. Profil des investissements

Ces dernières années, le Rapport du FMI (2019), souligne que la gestion des investissements publics en Guinée est peu efficiente si on la compare à certains de ses pairs². L'écart d'efficience de la Guinée calculé relativement à la frontière d'efficience déterminée par les pays les plus performants s'élève à environ 50%. Cet écart est plus important que l'écart moyen d'efficience qui est de 40% pour les pays de l'Afrique Subsaharienne et d'environ 30% pour l'ensemble des pays du monde. Même si ce rapport semble intéressant sur les questions de qualité de l'investissement public, il n'a pas certainement approfondi l'analyse l'empirique de la relation entre l'investissement public et la croissance économique en Guinée.

Figure 1 : Sources de financement de l'investissement public en Guinée (en milliards de francs guinéen (GN)).



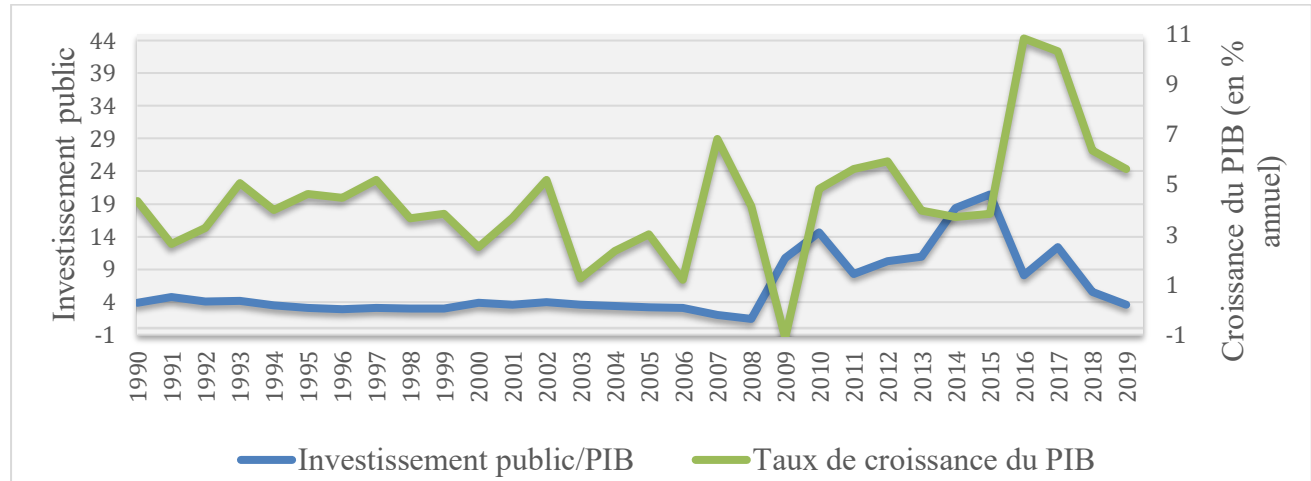
Source : Auteurs, à partir des données du TOFE-Guinéen (2022).

Cette figure 1 montre que l'investissement public en Guinée a été généralement financé par les ressources externes et à l'aide é Généralement, un investissement ne sera réalisé que si son taux de rendement attendu excède le coût du capital conomique au développement entre 1989-2007. L'avènement du régime militaire au pouvoir en décembre 2008 a renversé la tendance. En 2009, la

² FMI. (2019). Guinée : Évaluation de la gestion des investissements publics (Rapport n° 19/82).

majorité des dépenses d'investissement public a été financée par les ressources internes, soit environ 72% (FMI, 2019) contre environ 70 % en moyen entre 2015-2017.

Figure 2 : Investissement public et croissance du PIB (évolution en % du PIB)



Source : Auteurs, à partir des données du FMI (2021)

Suivant la représentation graphique (Figure 2), il semble avoir une relation négative entre l'investissement public et croissance économique durant la période 1990 à 2019, car le taux de croissance du PIB d'une année diminue lorsque l'investissement public augmente et vice versa.

3. Revue de la littérature

Naturellement, la problématique de l'investissement oppose deux grandes écoles de pensée économique : le libéralisme et l'interventionnisme. Les libéraux, se fondant sur le principe du « laissez-faire », s'opposent à l'intervention de l'État dans certains secteurs de l'économie, réservant à celui-ci les seules fonctions régaliennes, estimant que le marché peut s'autoréguler. À l'inverse, les keynésiens appellent à une intervention active de l'État afin de corriger les grands déséquilibres macroéconomiques. Jadis, la crise de 1929 a d'ailleurs renforcé les convictions de Keynes (1936), qui a encouragé les États à emprunter pour financer des travaux publics, afin de lutter contre le chômage élevé et l'insuffisance de la demande globale. De nos jours, Pereira et al. (2013) estiment que les preuves de l'effet de l'investissement public sur la croissance peuvent dépendre de la situation macroéconomique ou des secteurs favorisés ainsi que des méthodes employées. Suivant le temps, Tendelet (2018) a conclu, par une modélisation ARDL sur des séries chronologiques annuelles allant de 1986 à 2016, que l'investissement public exerce un effet positif à court terme sur le PIB hors pétrole au Congo. En revanche, l'effet à long terme est négatif à l'instar des travaux de Bendoma et Essomba (2017) puis Elalaoui et Hefnaoui (2018) . En utilisant un modèle ARDL

élaborée par Pesaran et al. (2001), ils ont conclu que l'investissement public exerce un effet négatif sur la croissance à court terme comme à long terme mais l'effet négatif de long terme est plus grand ; voir Azeroual et Oumansour (2019). Tandis qu'à long terme l'effet de l'investissement public n'est pas significatif. Certaines approches sont fondées sur l'analyse coût-avantage, voir Fujiwara (2014), insistant sur l'importance de maximiser l'utilité sociale des investissements, tout en tenant compte des contraintes budgétaires et de la soutenabilité de la dette publique. Certains travaux empiriques ont trouvé un effet positif et d'autres un effet négatif de l'investissement public sur la croissance économique. Mais il semble qu'il n'existe pas de travaux empiriques mettant en relation l'effet de l'investissement public sur la croissance économique en Guinée, ce qui rend cette recherche particulièrement pertinente pour saisir cet impact afin d'approfondir les analyses économiques et d'orienter les politiques publiques.

4. Méthodologie

4.1. Source et présentation des données

Les données utilisées proviennent de plusieurs sources, notamment la base de données du Fonds Monétaire Internationale (IMF Investment and Capital Stock Dataset, 2021) et la base de données de la Banque Mondiale (WID, 2024) pour les indicateurs macroéconomiques complémentaires. Ce sont des données annuelles en séries temporelles allant de 1990 à 2019. Pour essayer de tester l'hypothèse selon laquelle l'investissement public en Guinée a un effet positif et significatif sur la croissance économique à court terme et à long terme sur la période 1990 à 2019, nous avons fait un choix de variables essentiellement basé sur la littérature existante et de la particularité de la Guinée. Il semble qu'un phénomène économique ne peut être expliqué par une seule cause, ainsi que d'autres phénomènes interagissent de façon directe ou indirecte dans le processus.

Le tableau ci-dessous fait un résumé de nos variables choisies.

Tableau 1 : Résumé de présentation des données

Variables	Notation	Sources	Unité de mesure	Nombre d'observation
Produit intérieur brut par habitant	PIBH	FMI (2021)	(en dollar US constant de 2017)	30
Investissement public	DIP	FMI (2021)	(en % du PIB)	30
Investissement privé	IPR	FMI (2021)	(en % du PIB)	30
Dette publique	DPU	FMI (2021)	(en % du PIB)	30

Inflation	FLA	WID (2021)	(en %)	30
Taux d'ouverture de l'économie	TOE	WID (2021)	(en %)	30

Source : Auteurs, à partir des données du FMI (2021) et de la banque mondiale (WID, 2024).

4.2 Modèle d'analyse

Notre travail s'inspire du cadre général de modèle de croissance endogène avec dépenses publiques. Nous utilisons un modèle dynamique tel que le modèle de régression autorégressif à retards échelonnés (ARDL), lequel permet d'estimer les modèles qui présentent des variables stationnaires à niveau et en différence première (Kuma, 2018). Ce modèle ARDL, au sens de Pesaran et al. (2001), reste valable en présence d'une mixité des ordres d'intégration $I(0)$ et $I(1)$, et d'un faible échantillon contrairement aux modèles de Engle & Granger (1987) et Johansen & Juselius (1991, 1995). La forme fonctionnelle de notre modèle s'inspire des travaux d'Andrianady et al. (2023), montrant l'importance de l'investissement dans la formation de la croissance économique en Madagascar. Ils trouvent que les investissements en infrastructures ont un effet significatif et positif, mais conditionné à une bonne gouvernance et une efficacité des ressources publiques. Notre modèle va prendre en compte d'autres variables pour être présenté comme suit :

$$PIBH = f(DIP, IPR, DPU, TOE, FLA) + \epsilon_t \quad (1)$$

Dans la formulation de notre modèle ARDL, la variable à expliquer, notamment le PIB par habitant est exprimé en fonction de ses valeurs retardées et les valeurs présentes et passées des variables exogènes (investissement public, investissement privé, dette publique, taux d'ouverture de l'économie et l'inflation). Suivant notre approche méthodologique, notre modèle économétrique peut être écrite comme suit :

$$PIBH_t = a + \sum_{i=1}^p \beta_i PIBH_{t-i} + \sum_{j=0}^q \gamma_j x_{t-j} + \epsilon_t \quad (2)$$

Nous considérons x un panier de variable explicative avec les retards allant de 0 à q .

En tenant compte des ordres d'intégration de nos variables, nous allons prendre les logarithmes des variables des deux côtés de l'équation (2) et l'opération de différenciation. Pour avoir des résultats fiables, notre modèle à estimer avec l'isolement des variables prend la forme suivante :

$$\Delta \ln PIBH_t = a + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta \ln PIBH_{t-i} + \sum_{j=0}^q \gamma_i \Delta \ln DIP_{t-j} + \sum_{j=0}^q \gamma_i \Delta \ln IPR_{t-j} + \sum_{j=0}^q \gamma_i \Delta \ln DPU_{t-j} + \sum_{j=0}^q \gamma_i \Delta \ln TOE_{t-j} + \sum_{j=0}^q \gamma_i \Delta \ln FLA_{t-j} + \epsilon_t \quad (3)$$

Avec a la constante (l'ordonnée à l'origine) ; β_i et γ_i les coefficients à estimer, ϵ_t est le terme d'erreur ; p et q représentent respectivement le nombre optimal de retards de la variable à expliquer et les variables explicatives. $\ln$ représente la transformation en logarithme népérien et delta (Δ) est l'opérateur de la différenciation ; (soit $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$) avec $\Delta_t = t - t-1$). Le critère d'information d'Akaike a été utilisé pour sélectionner le nombre de décalage optimal du modèle ARDL, celui qui offre des résultats statistiques significatifs avec moins de paramètres en fonction du nombre d'observations. Après une évaluation de plusieurs modèles ARDL, le choix automatique a permis de faire une spécification optimale avec le test d'adéquation et test de cointégration aux bornes de Pesaran et al. (2001) ainsi :

$$\begin{aligned} \Delta \ln PIBH = & \alpha + \beta_1 \Delta \ln PIBH(t-1) + \beta_2 \Delta \ln PIBH(t-2) + \gamma_1 \Delta \ln DIP + \gamma_2 \Delta \ln DIP(t-1) \\ & + \gamma_3 \ln IPR + \gamma_4 \ln IPR(t-1) + \gamma_5 \ln IPR(t-2) + \gamma_6 \ln DPU \\ & + \gamma_7 \ln DPU(t-1) + \gamma_8 \ln DPU(-2) + \gamma_9 \Delta \ln FLA + \gamma_{10} \Delta \ln TOE \\ & + \gamma_{11} \Delta \ln TOE(t-1) \end{aligned} \quad (4)$$

Dans la suite l'analyse descriptive des variables du modèle est faite dans le tableau 2 ci-dessous.

Tableau 2 : Les statistiques descriptives

Statistiques	PIBH	DIP	IPR	DPU	FLA	TOE
Mean	1751,16	3,06	5,79	65,07	10,164	57,04
Median	1699,80	1,55	4,18	67,77	6,680	46,09
Maximum	2405,22	11,43	24,24	97,92	37,584	111,84
Minimum	1473,83	0,68	1,97	27,19	0,433	29,09
Std. Dev.	248,82	2,87	4,20	20,05	9,486	24,54
Skewness	1,20	1,58	2,95	-0,17	1,164	0,50
Kurtosis	3,79	4,55	13,49	2,05	3,719	1,98
Jarque-Bera	7,94	15,55	181,08	1,27	7,421	2,56
Probability	0,02	0,00	0,00	0,53	0,024	0,28
Sum	52534,70	91,91	173,71	1951,98	304,914	1711,09
Sum Sq. Dev.	1795379,00	239,59	511,21	11653,46	2609,39	17469,20
Observations	30	30	30	30	30	30

Source : Auteurs, à partir des données du FMI (2021)

A partir de cette analyse, il semble que les variables la dette publique (**Prob = 0,28**) et le taux d'ouverture de l'économie (**Prob = 0,53**) ne présentent pas de différence significative avec une loi normale. Avec les valeurs de Skewness nulles ou proches de nulles, la distribution de ces variables semble dite **symétrie**. Les autres variables avec **Prob = 0,00** et la valeur de Skewness différent de zéro semblent significativement différentes d'une loi normale et leur distribution est dite asymétrie. Il faut donc les normaliser dans les étapes suivantes. Pour une extension du test de Jacque-Bera, nous pouvons utiliser le test de normalité multivariée des variables (en anglais Test for multivariate normality) développe par Doornik-Hansen (2008), lequel montre que l'ensemble de ces séries ne suivent pas une distribution normale multivariées (**chi2(12) = 146,17 et Prob>chi2 = 0,00**).

Tableau 3 : Shapiro-Wilk W test for normal data

Variables	Obs	W	V	z	Prob>z
PIB par habitant	30	0,87344	4,023	2,878	0,00200
Dépenses d'investissement public	30	0,73349	8,471	4.418	0,00000
Investissement privé	30	0,67321	10,387	4.840	0,00000
Inflation	30	0,864	4,312	3,022	0,001
Dette publique	30	0,95483	1.436	0.748	0,22728
Taux d'ouverture de l'économie	30	0,88105	3.781	2.750	0,00298

Source : Auteurs, à partir des données du FMI (2021)

Avec ce test de Shapiro, seule la variable dette publique (**W=0,96, p = 0,23**) ne présente pas de différence significative avec une loi normale. Les autres variables présentent de différence significative avec une loi normale. Pour continuer cette analyse, nous allons vérifier la stationnarité. Nous appliquons un test de racine unitaire, permettant d'indiquer l'ordre d'intégration de chaque série temporelle. Si la série est stationnaire à niveau, on dit qu'elle est intégrée d'ordre I(0). Si elle devient stationnaire après une différence, on dit qu'elle est intégrée d'ordre I(1) et ainsi de suite avec l'intégration d'ordre I(2), I(3), etc.

Tableau 4 : Test de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmenté (ADF, 1981)

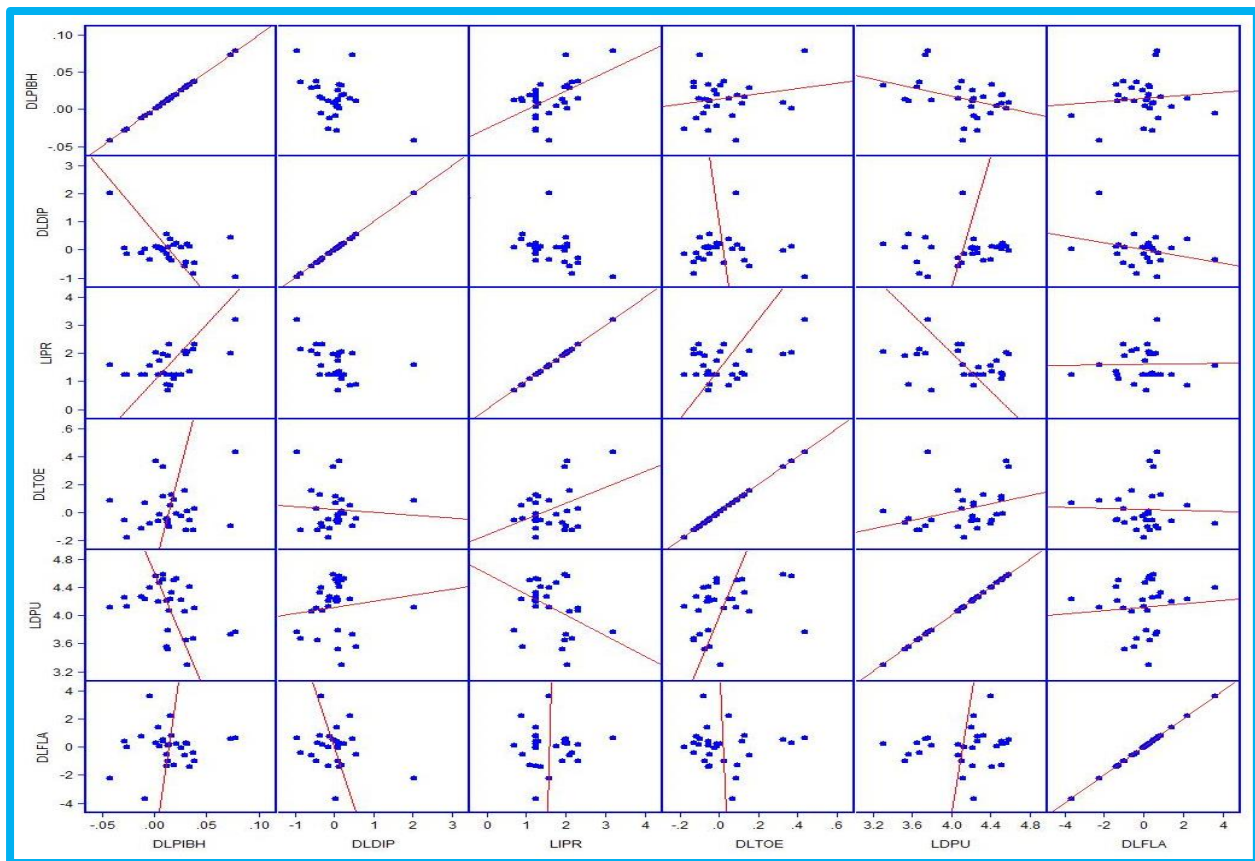
Séries	Modèle (3) Tendance	Modèle (2) Constante	Modèle (1) None		Ordre d' intégration
			Critical Value	t-Statistic	
LPIBH	0,39	-2,63	-1,95	3,02	I (1)
LDIP	1,32	1,36	-1,95	-1,24	I (1)
LIPR	2,87	4,17	-2,97	-3,77	I (0)
LDPU	-0,18	3,09	-3,01	-3,11	I (0)
LTOE	2,85	0,34	-1,95	1,26	I (1)
LFLA	0,303	2,99	-1,95	-1,83	I (1)

Source : Auteurs, résultats des tests de racines unitaires

Note : Les variables sont transformées en logarithme népérien, exprimé par la lettre L.

Pour ce test de racine unitaire, les critères Akaike (AIC) ont été utilisés. Les résultats montrent que deux variables sont stationnaires à niveau, notamment le logarithme de l'investissement privé (LIPR) et le logarithme de la dette publique. Toutes les autres variables suivent les processus DS (differency statonnary) et l'on peut les rendre stationnaire par l'utilisation d'un filtre aux différences avant l'estimation pour éviter la régression fallacieuse. A partir de là, nous allons tester la linéarité et la corrélation entre les séries stationnaires à niveau et en différence, ce qui constitue un outil visuel préliminaire³.

Figure 4 : Nuage de points



Source : Auteurs, à partir des graphiques

³ Deux hypothèses alternatives pour tester la corrélation de Pearson (1895) : $H_0 : r = 0$ (il n'y a pas de corrélation linéaire entre les variables), contre l'hypothèse alternative $H_1 : r \neq 0$.

Tableau 5 : Matrice de corrélation des variables

N°	Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
1	PIB par habitant	1,0000					
2	Investissement public	-0,466**	1,000				
3	Investissement privé	0,528*	-0,423**	1,000			
4	Inflation	0,1040	-0,2644	0,0180	1,0000		
5	Dettes publiques	-0,383**	0,0726	-0,2960	0,0877	1,000	
6	Taux d'ouverture	0,1968	-0,0662	0,3914**	-0,0293	0,291	1,000

Source : Auteurs, Pairwise corrélation de Pearson (1895)

Note : Un signe star (*) indique la significativité des coefficients de corrélation au seuil de 1% et au seuil de 5% par deux stars (**).

Cette matrice de corrélation montre une structure macroéconomique de l'économie guinéenne cohérente, avec une corrélation significative modérée entre la croissance du PIB par habitant, les dépenses d'investissement public, l'investissement privé et la dette publique. Elle montre également une corrélation positive entre l'investissement privé et le taux d'ouverture de l'économie contre une corrélation négativement entre les dépenses d'investissement public et le produit intérieur brut d'une part et entre les dépenses d'investissement public et l'investissement privé d'autre part. Le taux d'ouverture et l'inflation, en revanche, montrent une faible corrélation avec la croissance du PIB par habitant ou apparaît relativement indépendante, ce qui pourrait mériter une analyse complémentaire.

5. Présentation des résultats et discussion

5.1. Présentation des résultats

Les résultats sont présentés de manière à l'aide de tableaux, de figures appuyées par des commentaires. Le seuil considéré pour l'interprétation des résultats est de 1%, 5% et 10%. L'estimation des résultats de cette recherche fait recours aux outils statistiques et économétriques pour la vérification des hypothèses formulées.

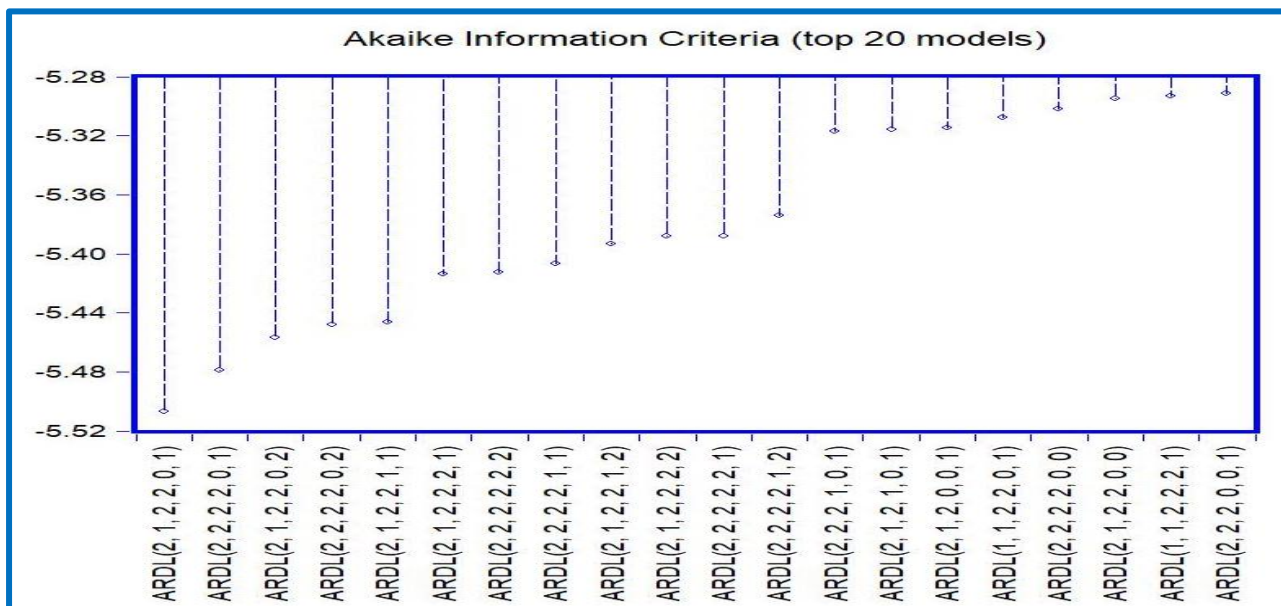
Tableau 6 : Cointégration ou « Bounds test de Pesaran & al. (2001)

Hypothèse nulle (H0) : il n'existe pas de relation de long terme entre les variables.		
Test Statistic	Value	k
F-statistic	3,730776	5
Seuil de significativité	I(0) Bound	I(1) Bound
10%	2,08	3
5%	2,39	3,38
2.5%	2,7	3,73
1%	3,06	4,15

Source : Auteurs, à partir du résultat de Bounds

Au vu de ces résultats, l'hypothèse nulle (H0) d'absence de relation de long terme entre les variables est rejetée. Puisque la statistique F(3,73) est supérieure à la borne supérieure (I1) pour deux niveaux de signification (5% et 10%). Cela suggère qu'il existe une relation de cointégration entre les variables, c'est-à-dire une relation de long terme significative entre les variables

Figure 5 : Sélection automatique du modèle optimal par Eviews



Source : Auteurs, résultat du choix automatique du modèle ARDL optimal

Après une évaluation de **486 modèles ARDL**, Eviews a choisi **ARDL (2, 1, 2, 2, 2, 0, 1)** comme le modèle optimal à partir de deux retards maximums en tenant compte du petit nombre d'observations.

Tableau 7 : Résultat de la régression du modèle optimal

Sample (adjusted) : 1993 2019		Included observations : 27 after adjustments		
Méthode de selection modèle : Akaike info criterion (AIC)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob. *
PIB par habitant (t-1)	0,1249	0,1689	0,7394	0,473
PIB par habitant (t-2)	0,304	0,151	2,020	0,065
Investissement public	-0,019	0,008	-2,438	0,030
Dépenses d'investissement public (t-1)	0,023	0,010	2,245	0,043
Investissement privé	0,017	0,010	1,696	0,114
Investissement privé (t-1)	0,005	0,011	0,497	0,627
Investissement privé (t-2)	-0,031	0,009	-3,239	0,007
Dette publique	0,002	0,017	0,131	0,898
Dette publique (t-1)	0,007	0,022	0,326	0,750
Dette publique (t-2)	-0,035	0,018	-1,987	0,068
Inflation	-0,005	0,003	-2,096	0,056
Taux d'ouverture de l'économie	-0,029	0,031	-0,923	0,373
Taux d'ouverture de l'économie (t-1)	0,056	0,027	2,074	0,059
Constante	0,129	0,048	2,717	0,018
R-squared	0,8481	Mean dependent var		0,017359
Adjusted R-squared	0,6962	S,D, dependent var		0,023999
S.E. of regression	0,01323	Akaike info criterion		-5,50669
Sum squared resid	0,0023	Schwarz criterion		-4,83478
Log likelihood	88,3403	Hannan-Quinn criter.		-5,3069
F-statistic	5,5824	Durbin-Watson stat		2,49389
Prob(F-statistic)	0,00197			

Source : Auteurs, résultat de la régression

Tableau 8 : Les coefficients de court terme

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB par habitant (t-1)	-0,308651	0,108408	-2,847	0,0137
Investissement public	-0,019609	0,004617	-4,247	0,0010
Investissement privé	0,016472	0,005424	3,037	0,0095
Investissement privé (t-1)	0,030876	0,005588	5,525	0,0001
Dettes publiques	0,002576	0,013307	0,194	0,8495
Dettes publiques (t-1)	0,035627	0,011650	3,058	0,0092
Inflation	-0,005616	0,001232	-4,561	0,0005
Taux d'ouverture de l'économie	-0,028946	0,016886	-1,714	0,111
CointEq(-1)	-0,5636	0,08357	-6,7432	0,0000
$Cointeq = \Delta \ln PIBH - (0,0064 * \Delta \ln DIP - 0,015 * \ln IPR - 0,0450 * \ln DPU - 0,0093 * \Delta \ln FLA + 0,047 * \Delta \ln TOE + 0,227)$				

Source : Auteurs, résultat de la régression

Théoriquement, le coefficient de correction d'erreur est attendu négatif et compris entre -1 et 0, ce qui traduit une convergence stable vers l'équilibre (Pesaran et al., 2001). Il mesure la vitesse d'ajustement du système vers l'équilibre de long terme après un choc. Au regard de ce résultat de la régression, ce coefficient de correction d'erreur ou force de rappel (Coint Eq (-1) = -0,564) est statistiquement significatif et négatif au seuil de 1% comme attendu.

Tableau 9 : Coefficients de long terme (en anglais long run coefficients)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Investissement public	0,0064	0,024	0,271	0.7909
Investissement privé	-0,015	0,022	-0,686	0.5050
Dettes publiques	-0,045	0,019	-2,378	0.0335
Inflation	-0,0093	0,0059	-1,551	0.1450
Taux d'ouverture de l'économie	0,047	0,074	0,642	0.5321
Constante	0,227	0,103	2,214	0.0453
$\Delta \ln \text{PIBH} = 0,227 + 0,0064(\Delta \ln \text{DIP}) - 0,015(\ln \text{IPR}) - 0,045(\ln \text{DPU})$ $- 0,0093(\Delta \ln \text{FLA}) + 0,047(\Delta \ln \text{TOE})$				

Source : Auteurs, résultat de la régression

Au regard du tableau des coefficients de long terme, il manifeste une relation de long terme robuste entre les variables et cette relation est validée par la significativité du terme de cointégration. Le modèle estimé ainsi que des résultats obtenus de la relation de court terme et de long terme nécessite la vérification d'un ensemble d'hypothèses, à savoir la corrélation des erreurs, l'hétéroscédasticité, la normalité, la spécification et la stabilité des coefficients. En effet, tous ces tests statistiques de diagnostic valident ce modèle ARDL (2, 1, 2, 2, 0, 1) comme robuste et stable.

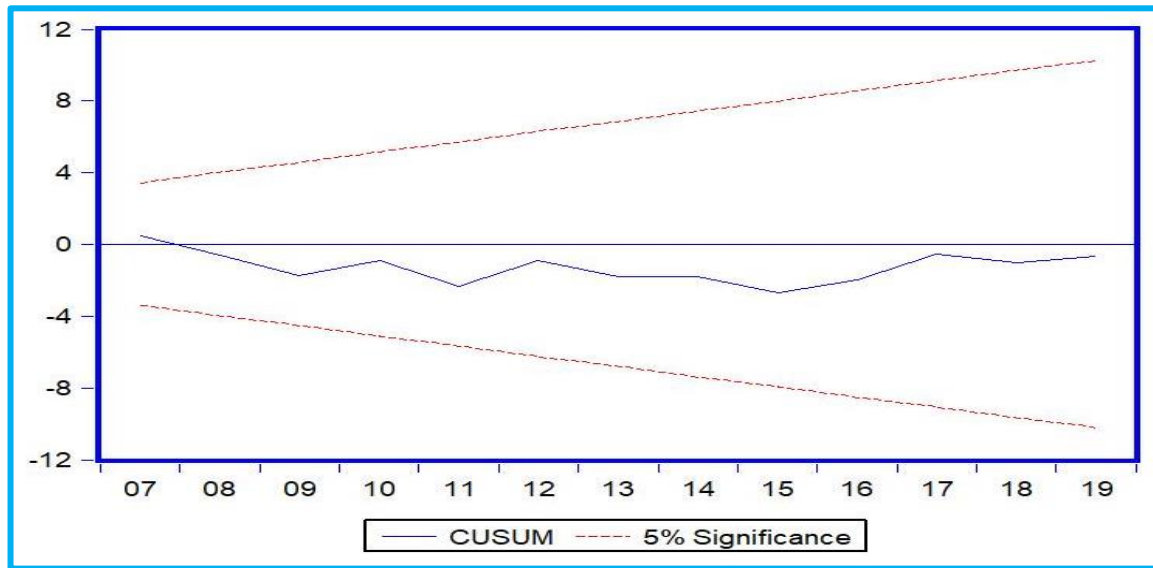
Tableau 10 : Tests de diagnostic du modèle

Hypothèse du test	Test	Valeur	Probabilité
Autocorrélation	Breusch-Godfrey	0,403	0,128
Hétéroscédasticité	Breusch-Pagan-Godfrey	1,053	0,46
Hétéroscédasticité	Test Arch	0,013	0,911
Normalité	Jarque-Bera	0,3699	0,831
Spécification	Ramsey RESET Test	0,256	0,622

Source : Auteurs, résultats des tests de diagnostic et de stabilité du modèle estimé.

Le graphique du CUSUM au seuil de significativité de 5% montre que le modèle ne semble pas souffrir de problèmes majeurs ou d'adaptations nécessaires à partir de 2007 jusqu'à 2019 car aucun changement structurel n'a été détecté au cours de cette période.

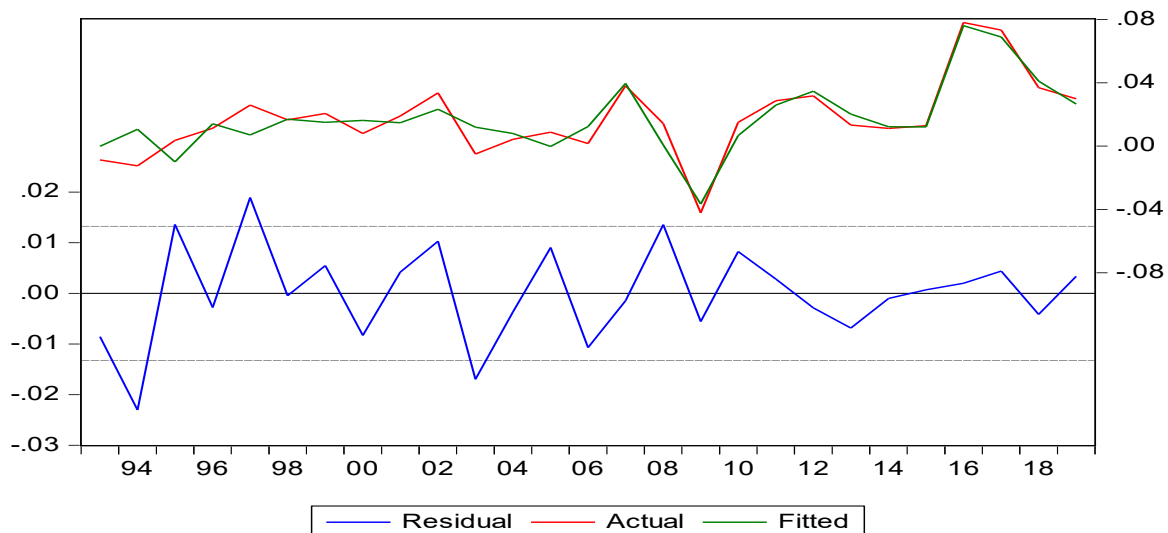
Figure 6 : Test de Cusum



Source : Auteurs, résultat du test de diagnostic du modèle

La courbe ne coupe pas le corridor, le modèle est structurellement stable et valide. Ce qui est une bonne nouvelle, utile pour guider les décisions économiques et les politiques publiques.

Figure 7 : Valeur observée de la variable dépendante et celle ajustée ou prédite



Source : Auteurs, à partir du résultat de la régression du modèle

Les courbes des séries observées (actual) et ajustée (fitted) sont proches. Vu ces courbes, l'erreur commise est faible et elle peut être quantifiée par des critères de prévisions. Ce modèle a donc un pouvoir prédictif très élevé car la simulation du modèle est bonne.

5.2. Discussion

Les résultats de la régression montrent que le modèle ARDL utilisé est robuste, stable et globalement significatif au seuil de 1%. Nous avons appliqué certains tests de diagnostic qui ont également validé ce modèle. Les résultats de court terme issus du modèle ARDL révèlent les effets immédiats des variables explicatives sur la variation du PIB par habitant. Chaque coefficient différencié capture l'impact instantané des chocs exogènes. Le terme de correction d'erreur affiche un coefficient négatif de -0,5636, hautement significatif ($p = 0.0000$), confirmant ainsi l'existence d'une relation de cointégration à long terme. Ce coefficient suggère qu'environ 56,4 % du déséquilibre est corrigé chaque année, impliquant un retour à l'équilibre en environ 1,77 an ($1/0,5636$). En d'autres termes, un choc sur la croissance du PIB par habitant est généralement absorbé en moins de deux ans. Les valeurs retardées du PIB par habitant sont significatives au seuil de 1 %, avec un effet négatif (coefficient = -0.3086), indiquant que les ralentissements économiques passés ont un impact dépressif persistant sur la croissance actuelle. Cela traduit un ajustement négatif à court terme, probablement lié à l'inertie économique ou à des rigidités structurelles. L'une des principales informations révélées par le modèle concerne les investissements publics et l'investissement privé. Bien que statistiquement significatifs à court terme au seuil de 1 %, leurs effets divergent de la théorie économique traditionnelle. En effet, l'investissement public présente un effet négatif inattendu sur la croissance du PIB par habitant à court terme. Ce résultat, bien qu'opposé à la théorie keynésienne, rejoint les constats empiriques de Bendoma et Essomba (2017) au Cameroun, d'Elalaoui et Hefnaoui (2018) au Maroc et Ouattara (2015) en Côte d'Ivoire. Il met en lumière les limites structurelles de l'efficacité de l'investissement public en Guinée, notamment dans un contexte marqué par l'inefficacité des dépenses publiques, l'instabilité politique récurrente et des capacités institutionnelles limitées. Ainsi que des pratiques préjudiciables telles que la corruption, les constructions inachevées, l'absence d'évaluation de certains projets, détournement de fonds, les marchés de gré à gré et les effets de la dette élevée⁴. Ce constat soulève des interrogations sur la qualité et la gouvernance des investissements publics en Guinée. Les performances globalement faibles observées suggèrent une inefficacité dans l'allocation et l'exécution des projets, traduisant une contribution marginale, voire négative, de l'investissement public à court terme. À long terme, bien que le signe de l'effet devienne positif,

⁴ Rasul et Rogger (2015) notent que 38 % des projets planifiés par l'État nigérian n'ont jamais été initiés, tandis que Williams (2015) observe qu'environ un tiers des projets d'infrastructures municipaux au Ghana sont restés inachevés.

celui-ci demeure non significatif, renforçant l'idée d'un impact structurellement faible sur la croissance. Concernant l'investissement privé, les résultats indiquent un effet positif et significatif à court terme sur la croissance, ce qui en fait un levier important pour le développement économique. Toutefois, cet effet s'estompe à long terme, et le coefficient devient non significatif. Cette dynamique reflète les difficultés de durabilité et de compétitivité des entreprises en Guinée. En effet, selon l'Agence de Promotion des Investissements Privés (APIP-Guinée, 2020), le taux de mortalité des entreprises reste élevé : seulement 25 % des entreprises créées entre 2014 et 2018 ont survécu, ce qui souligne la nécessité d'un accompagnement renforcé au-delà de la phase de création. L'inflation, quant à elle, présente un effet négatif significatif sur la formation du PIB par habitant, tant à court qu'à long terme⁵. Par ailleurs, ni le taux d'ouverture commerciale ni la dette publique ne présentent d'effet significatif sur la croissance économique à court terme. L'économie guinéenne demeure fortement dépendante des matières premières, avec une faible diversification et une faible valeur ajoutée à l'exportation. En l'absence de politiques industrielles robustes, l'ouverture commerciale n'a pas permis d'amplifier la production intérieure ni de soutenir la croissance. Concernant la dette publique, bien qu'elle constitue une source de financement, son efficacité en Guinée reste discutable. À court terme, son effet est faible et non significatif (coefficient = 0.0026). À long terme, son impact devient négatif et significatif, ce qui suggère un effet d'éviction ou une mauvaise allocation des ressources empruntées. Le niveau de la dette a atteint des seuils critiques (jusqu'à 97,9 % du PIB en 2005), bien au-delà des normes de convergence de la CEDEAO (70 %). Cela souligne la nécessité d'une gestion plus prudente et stratégique de l'endettement public. Enfin, la constante du modèle à long terme (coefficient = 0,227 ; $p = 0,045$) est significative, ce qui indique une croissance structurelle de base, indépendante des variables explicatives, probablement liée à des facteurs institutionnels, démographiques ou technologiques de long terme.

⁵ La théorie des cycles politico-économiques (Nordhaus, 1975) postule que les responsables politiques, animés par des objectifs électoraux, tendent à initier des investissements publics attendus par la population à l'approche des scrutins. Après le scrutin, ils tendent à maîtriser l'inflation, pénalisant le niveau de l'emploi.

6. Conclusion

Cet article examine l'impact différencié des investissements publics et privés sur la croissance économique en Guinée sur la période 1990-2019, à l'aide d'un modèle ARDL intégrant un mécanisme de correction d'erreur (ECM). Les résultats empiriques mettent en évidence une relation de cointégration entre le PIB par habitant et ses déterminants structurels, confirmée par la significativité du terme de correction d'erreur (coefficient = -0,5636 ; $p < 0,01$), indiquant une vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme de près de 56 % par an. À court terme, les investissements publics présentent un effet négatif significatif sur la croissance, en contradiction avec la théorie keynésienne. Ce résultat pourrait s'expliquer par des inefficacités structurelles dans la gestion des projets, des faiblesses institutionnelles et un contexte socio-politique instable. À long terme, bien que le signe de l'impact devienne positif, l'effet reste statistiquement non significatif, traduisant une faible contribution des dépenses publiques à la croissance. À l'inverse, l'investissement privé exerce un effet positif et significatif à court terme, positionnant le secteur privé comme moteur de la croissance économique. Toutefois, cet effet s'atténue à long terme, en raison notamment du taux élevé de mortalité des entreprises (environ 75 %), révélant des contraintes de pérennité et de compétitivité du tissu entrepreneurial guinéen. L'inflation affiche un effet négatif significatif à court et long termes, soulignant son rôle contraignant sur le pouvoir d'achat, l'investissement et la croissance. En revanche, l'ouverture commerciale et la dette publique n'ont pas d'effet significatif sur le PIB par habitant à court terme. Toutefois, la dette publique devient négativement significative à long terme, suggérant des effets d'éviction ou une mauvaise allocation des ressources empruntées. Ces résultats appellent à une réforme structurelle de la gestion des investissements publics, à une amélioration du climat des affaires, et à une coordination plus rigoureuse des politiques budgétaire et monétaire afin de stimuler une croissance inclusive et durable en Guinée. Malgré nos résultats obtenus sont globalement satisfaisants, certaines limites sont à signaler. Nous avons utilisé les données macroéconomiques, ce qui pourrait masquer des effets différenciés selon les secteurs d'investissement. Ces limites sont dues au fait que les données pour la plupart de ces sous catégories ne couvrent pas la totalité de la période que nous avons choisie. De plus, l'absence de variables qualitatives telles que les indicateurs de gouvernance ou de corruption limite la portée des conclusions sur la gestion des investissements publics en Guinée. Ces éléments soulignent la nécessité d'une analyse plus approfondie et d'une prise en compte des spécificités sectorielles et institutionnelles dans les études futures.

Références

- Abiad, A., Almansour, A., Furceri, D., Granados, C. M., & Topalova, P. (2014). Is it time for an infrastructure push? The macroeconomic effects of public investment. In *World Economic Outlook: Legacies, Clouds, Uncertainties* (pp. 75–114). International Monetary Fund.
- Andrianady, M., et al. (2023). Investissement public et croissance économique : Le cas de Madagascar. *Munich Personal RePEc Archive*. <https://mpira.ub.uni-muenchen.de/116863/>
- Auerbach, A., & Gorodnichenko, Y. (2012). Measuring the output responses to fiscal policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2), 1–27. <https://doi.org/10.1257/pol.4.2.1>
- Azeroual, A., & Oumansour, A. (2019). Effet de l'investissement public sur la croissance économique au Maroc : Approche ARDL. *Revue Marocaine de Recherche en Management et Marketing*, 20(2), 145–162.
- Banque mondiale. (2014). *Rapport sur le développement dans le monde 2014 : Risques et opportunités – Gérer le risque pour le développement*. Washington, DC : Banque mondiale.
- Bendoma, M., & Essomba, A. (2017). Investissement public et croissance économique au Cameroun : Une analyse à l'aide d'un modèle ARDL. *Revue Africaine de Développement et de Politique Économique*, 9(1), 45–62.
- Elalaoui, A., & Hefnaoui, A. (2018). Dépenses publiques et croissance économique au Maroc : Une analyse empirique par un modèle ARDL. *Revue Marocaine des Sciences Économiques et Sociales*, 7(1), 77–95.
- Fonds monétaire international (FMI). (2015). *Making public investment more efficient*. International Monetary Fund. <https://www.imf.org/external/np/pp/eng/2015/061115.pdf>
- Fonds monétaire international (FMI). (2015). *Investissement public : tendances et perspectives*. Washington, DC : FMI.
- Fonds monétaire international (FMI). (2019). *Guinea: Staff Report for the 2019 Article IV Consultation*. Washington, DC : FMI.
- Fonds monétaire international (FMI). (2019). *Guinée : Évaluation de la gestion des investissements publics* (Rapport n° 19/82).
- Fonds monétaire international (FMI). (2020). *Fiscal Monitor: Policies for the Recovery*. Washington, DC : FMI.
- Iaich, M. H., & Bouraouane, B. (2020). Investissement public et croissance économique au Maroc : Approche par modèle ARDL. *Revue du contrôle, de la comptabilité et de l'audit*, 4(3), 467–485.
- Keynes, J. M. (1936). *Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie*. Payot.

- Lemoine, B. (2016). *L'ordre de la dette : Enquête sur les infortunes de l'État et la prospérité du marché*. La Découverte.
- Nubukpo, K. (2007). Dépenses publiques et croissance des pays de l'Union économique et monétaire ouest-africaine. *Afrique Contemporaine*, 2(222), 223–250. <https://doi.org/10.3917/afco.222.0223>
- Ouattara, W. (2011). Corruption, investissements et croissance économique en Côte d'Ivoire. *Savannah Journal of Development Studies*, 35(1), 55–72. <http://www.jstor.org/stable/savideve.35.1.55>
- Pereira, A. M., & Andraz, J. M. (2013). On the economic effects of public infrastructure investment: A survey of the international evidence. *Journal of Economic Development*, 38(4), 1–37.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Streeck, W. (2015). *Buying time: The delayed crisis of democratic capitalism*. Verso Books.
- Tendelet, P. (2018). Investissement public et croissance économique au Congo : Une analyse ARDL. [Mémoire de master, Université Marien-Ngouabi].
- Warlouzet, L. (2018). *Governing Europe in a globalizing world: Neoliberalism and its alternatives following the 1973 oil crisis*. London: Routledge.