
REFORMES ET PERFORMANCE FINANCIÈRE DES ENTREPRISES PUBLIQUES EN RÉPUBLIQUE DÉMOCRATIQUE DU CONGO : CAS DE LA REGIDESO

REFORMS AND FINANCIAL PERFORMANCE OF PUBLIC ENTERPRISES IN THE DEMOCRATIC REPUBLIC OF CONGO : CASE OF REGIDESO.

Auteur 1 : MOHAMED LOKWA.

Auteur 2 : Etienne KITOKO LISOMBO.

Auteur 3 : Fréd MULUMBA NTAMBUE LUBOYA.

Auteur 4 : Roger LELO DI-MBOKO.

Déclaration de divulgation : L'auteur n'a pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude.

Conflit d'intérêts : L'auteur ne signale aucun conflit d'intérêts.

Pour citer cet article : LOKWA .M, KITOKO LISOMBO .E, MULUMBA NTAMBUE LUBOYA .F & LELO DI-MBOKO .R (2026) « REFORMES ET PERFORMANCE FINANCIÈRE DES ENTREPRISES PUBLIQUES EN RÉPUBLIQUE DÉMOCRATIQUE DU CONGO : CAS DE LA REGIDESO », African Scientific Journal « Volume 03, Num 35 » pp: 0482 – 0512.



DOI : 10.5281/zenodo.19250464

Copyright © 2026 – ASJ



RÉSUMÉ

Cette étude examine l'impact des réformes institutionnelles sur la performance financière des entreprises publiques en République Démocratique du Congo, en prenant pour cas la REGIDESO. Elle s'inscrit dans un contexte caractérisé par des déficits persistants, une gouvernance limitée et une instabilité macroéconomique.

L'objectif est d'évaluer empiriquement si les réformes engagées ont permis d'améliorer la rentabilité financière de l'entreprise.

La méthodologie repose sur une approche quantitative basée sur des données de séries temporelles. Le modèle économétrique utilisé est de type ARDL (AutoRegressive Distributed Lag), combiné à un modèle de correction d'erreur (ECM), permettant de distinguer les effets de court et de long terme. Les tests préalables incluent l'analyse descriptive, le test de multicollinéarité (VIF), les tests de stationnarité (ADF) et le test de cointégration aux bornes. Des tests de diagnostic (normalité, hétéroscédasticité, autocorrélation et spécification) ont également été effectués pour valider le modèle.

Les résultats montrent que la réforme a un effet négatif et significatif à court terme sur la rentabilité financière, traduisant des coûts d'ajustement élevés. À long terme, cet effet demeure négatif mais faiblement significatif. La gouvernance n'apparaît pas comme un déterminant statistiquement significatif, tandis que l'inflation exerce un effet négatif et significatif sur la performance financière.

L'étude conclut que la performance de la REGIDESO dépend davantage de l'environnement macroéconomique que des réformes institutionnelles isolées. Elle souligne la nécessité d'un cadre macroéconomique stable et d'une gouvernance effective pour garantir le succès des réformes des entreprises publiques.

Mots-clés : Réformes des entreprises publiques ; Performance financière ; ARDL ; Gouvernance ; Inflation ; RDC

ABSTRACT

This study analyzes the impact of institutional reforms on the financial performance of public enterprises in the Democratic Republic of Congo, focusing on the case of REGIDESO. The research is motivated by the persistent financial deficits, weak governance, and macroeconomic instability characterizing public enterprises in developing economies. The main objective is to assess whether the implemented reforms have improved the firm's financial profitability.

The study adopts a quantitative approach based on time series data. An AutoRegressive Distributed Lag (ARDL) model combined with an Error Correction Model (ECM) is employed to distinguish between short-run and long-run effects. Preliminary tests include descriptive statistics, multicollinearity diagnostics (VIF), unit root tests (ADF), and bounds testing for cointegration. Additional diagnostic tests (normality, heteroskedasticity, autocorrelation, and model specification) confirm the robustness of the model.

The empirical results reveal that institutional reforms have a negative and significant impact on financial performance in the short run, reflecting high adjustment costs. In the long run, the effect remains negative but weakly significant. Governance does not appear as a statistically significant determinant, whereas inflation has a negative and significant effect on financial performance. The study concludes that the financial performance of REGIDESO is more strongly influenced by macroeconomic conditions than by institutional reforms alone. It highlights the importance of macroeconomic stability and effective governance as key conditions for the success of public enterprise reforms.

Keywords : Public enterprise reforms: financial performance, ARD, Governance; Inflation; DRC

1. Introduction

Depuis les années 2000, les pays d'Afrique subsaharienne ont engagé de profondes réformes des entreprises publiques, visant à améliorer leur efficacité économique, leur gouvernance et leur viabilité financière. En RDC, ces réformes ont conduit à la transformation juridique de plusieurs entreprises publiques, dont la REGIDESO, en sociétés commerciales. Toutefois, la persistance de déficits financiers, de problèmes de gouvernance et d'un environnement macroéconomique instable soulève la question centrale de l'efficacité réelle de ces réformes.

La faible performance des pays africains s'explique en grande partie par des politiques publiques inadéquates et des divisions ethniques qui entravent l'efficacité des institutions (Easterly & Levine, 1997).

Ces entreprises publiques sont souvent confrontées à des problèmes d'inefficacité liées à des incitations faibles et à des interférences politiques (Jensen & Meckling, 1976).

En République Démocratique le paysage des entreprises publiques a été bouleversé par la loi N° 08/007 du 07/7/2008 cette réforme visait à transformer les entreprises publiques dont la REGIDESO, en sociétés commerciales (SA)

L'objectif de cet article est d'évaluer empiriquement l'impact des réformes sur la performance financière de la REGIDESO, en distinguant les effets de court et de long terme, tout en intégrant le rôle de la gouvernance, de l'inflation et du choc exogène lié à la COVID-19.

2. Revue de littérature

Cette section présente une revue de littérature approfondie portant sur les réformes des entreprises publiques, la gouvernance et la performance financière, ainsi que le rôle de l'environnement macroéconomique, en particulier l'inflation, dans les pays en développement et en Afrique subsaharienne. Elle permet de situer la contribution de la présente étude par rapport aux travaux existants.

2.1. Cadre théorique des réformes des entreprises publiques

La littérature économique distingue plusieurs vagues de réformes des entreprises publiques, allant de la privatisation totale à des formes intermédiaires telles que la corporatisation, l'autonomie de gestion et l'introduction de mécanismes de gouvernance inspirés du secteur privé. Selon l'approche néoclassique, les entreprises publiques souffrent de problèmes d'inefficacité liés à la faiblesse des incitations, aux contraintes budgétaires molles et aux interférences politiques, ce qui justifie les réformes visant à améliorer leur discipline financière et leur performance.

Les réformes des entreprises publiques visent à améliorer l'efficacité économique à travers les mécanismes des marchés (Kikeri & Nellis, 2004).

Les travaux fondateurs soulignent que la transformation institutionnelle des entreprises publiques devrait, en théorie, améliorer leur rentabilité financière, leur productivité et la qualité des services offerts. Toutefois, cette relation théorique est conditionnelle à la mise en œuvre effective des réformes, à la qualité des institutions et à la stabilité de l'environnement macroéconomique.

2.2.Réformes, performance financière et gouvernance

Un courant important de la littérature met l'accent sur le rôle de la gouvernance dans la transmission des effets des réformes vers la performance financière. La gouvernance englobe la transparence, la responsabilisation des dirigeants, la qualité des organes de contrôle et l'indépendance vis-à-vis des pressions politiques. Une amélioration de la gouvernance est supposée réduire les coûts d'agence, améliorer la gestion financière et renforcer la viabilité des entreprises publiques.

Cependant, dans de nombreux pays africains, les indicateurs de gouvernance évoluent lentement et présentent une faible variabilité, ce qui complique l'identification empirique de leur impact sur la performance financière. Plusieurs études montrent que, malgré des réformes juridiques formelles, les pratiques de gouvernance restent inchangées, limitant ainsi les gains de performance attendus.

2.3.Rôle de l'environnement macroéconomique : inflation et instabilité

L'environnement macroéconomique constitue un déterminant central de la performance financière des entreprises publiques. Une inflation élevée et volatile affecte négativement la rentabilité à travers plusieurs canaux : augmentation des coûts de production, érosion du pouvoir d'achat des usagers, difficultés de recouvrement et décalage entre l'ajustement des tarifs et l'évolution des charges.

L'inflation affecte négativement la performance économique en créant de l'incertitude et en augmentant les coûts (Barro, 1991).

Dans les économies caractérisées par des épisodes d'hyperinflation ou d'instabilité macroéconomique persistante, les entreprises publiques peinent à traduire les réformes institutionnelles en gains financiers durables. La littérature empirique souligne que l'inflation peut neutraliser, voire inverser, les effets positifs attendus des réformes structurelles.

2.4.Évidences empiriques internationales

Les études empiriques internationales aboutissent à des résultats contrastés. Certaines analyses montrent une amélioration significative de la performance financière après réforme ou privatisation, tandis que d'autres mettent en évidence des effets faibles, non significatifs ou négatifs, en particulier à court terme. Ces divergences s'expliquent par les différences de contexte institutionnel, sectoriel et macroéconomique.

Les travaux utilisant des approches de séries temporelles, notamment les modèles ARDL, soulignent l'importance de distinguer les effets de court et de long terme. Plusieurs études montrent que les réformes peuvent générer des coûts d'ajustement immédiats, se traduisant par une détérioration temporaire de la performance, avant d'éventuels gains à long terme.

2.5.Évidences empiriques africaines et congolaises

En Afrique subsaharienne, la littérature met en évidence la difficulté des réformes des entreprises publiques à produire des améliorations financières significatives. Les contraintes institutionnelles, la faiblesse de la gouvernance et l'instabilité macroéconomique sont souvent identifiées comme des facteurs explicatifs majeurs.

En République Démocratique du Congo, les travaux empiriques sur la performance financière des entreprises publiques restent limités et majoritairement descriptifs. Les études existantes soulignent la persistance de déficits financiers, la dépendance vis-à-vis des subventions publiques et la vulnérabilité aux chocs macroéconomiques. La présente étude s'inscrit dans ce champ encore peu exploré, en apportant une analyse économétrique rigoureuse fondée sur une approche ARDL.

Les modèles de cointégration permettent d'identifier les relations de long terme entre variables économiques (Engle & Granger, 1987).

3. Approche et methode

La recherche adopte une approche quantitative, explicative et diachronique, fondée sur l'analyse de séries temporelles financières de la Régie de distribution d'eau de la République Démocratique du Congo (REGIDESO) avant et après la réforme des entreprises publiques. Cette approche s'inscrit dans le cadre du réalisme positiviste, qui vise à tester des hypothèses liant un ensemble de variables explicatives (réforme, déterminants internes et externes) à une variable dépendante représentant la performance financière, au moyen d'un modèle économétrique de régression.

L'économétrie des données temporelles permet de distinguer les effets de court et de long terme (Gujarati & Porter, 2009).

La méthode principale utilisée est la méthode expérimentale, dans un plan quasi-expérimental, avec séries temporelles multiples, appliquée à une étude de cas unique (REGIDESO). L'objectif est de mettre en évidence, sur une période suffisamment longue, l'existence d'une relation statistiquement significative entre la réforme et l'évolution des indicateurs de performance financière, en contrôlant pour certains facteurs contextuels. Cette méthode permet :

De décrire les trajectoires des variables : En analysant les tendances de la performance financière avant et après la réforme, nous pouvons identifier des modèles de comportement significatifs.

De tester la stationnarité et les relations de causalité : Des tests statistiques, tels que le test de Dickey-Fuller, seront utilisés pour vérifier la stationnarité des séries temporelles et établir des relations de causalité entre les variables.

D'estimer un modèle structurel : Un modèle économétrique sera élaboré pour quantifier l'impact des réformes sur la performance financière, en intégrant les variables explicatives pertinentes.

Cette approche méthodologique permet d'analyser rigoureusement les effets des réformes sur la performance financière de la REGIDESO, tout en tenant compte des spécificités du contexte congolais, notamment les défis économiques et sociaux auxquels l'entreprise est confrontée. En contrôlant les facteurs contextuels, cette étude vise à fournir des conclusions fiables et pertinentes sur l'impact des réformes des entreprises publiques en République Démocratique du Congo.

3.1. Operationalisation des variables

L'opérationnalisation des variables est une étape fondamentale dans la recherche quantitative, car elle permet de définir comment chaque variable sera mesurée et analysée dans le cadre de l'étude. Dans cette section, nous allons décrire les variables identifiées précédemment, en précisant leurs définitions, leurs mesures et leurs sources de données. Cette opérationnalisation est essentielle pour garantir la rigueur méthodologique de l'étude et pour assurer que les résultats obtenus soient pertinents et interprétables.

3.2. Tableau d'opérationnalisation des variables

Variable	Type	Définition	Mesure / Formule	Source de données
Performance financière (ROA)	Dépendante	Niveau de rentabilité économique de la REGIDESO, reflétant sa capacité à générer du résultat à partir de l'ensemble de ses actifs.	$ROA = \frac{\text{Résultat net}}{\text{Total des actifs}}$	États financiers annuels de la REGIDESO (bilans, comptes de résultat)
REFORM	Indépendante	Mise en œuvre de la réforme des entreprises publiques appliquée à la REGIDESO.	Variable muette : 0 avant la réforme, 1 après la réforme	Lois et textes relatifs à la réforme, documents de politique publique
Gouv	Indépendante	Qualité de la gouvernance de la REGIDESO, au sens de la clarté des responsabilités et de la transparence.	Indice de gouvernance compris entre 0 et 1 (valeur annuelle)	Rapports de gouvernance, indicateurs institutionnels (Banque mondiale, rapports nationaux)

Variable	Type	Définition	Mesure / Formule	Source de données
COVID19	Contrôle	Effet de la pandémie de COVID-19 sur l'activité et la performance financière de la REGIDESO.	Variable muette : 0 avant 2020, 1 à partir de 2020	Rapports économiques, rapports sectoriels et documents internes REGIDESO
Infl	Contrôle	Pression inflationniste influençant les coûts d'exploitation et les tarifs de la REGIDESO.	Taux d'inflation annuel (en %)	Banque Centrale du Congo, publications économiques officielles
Urban	Contrôle	Degré d'urbanisation du pays, susceptible d'influer sur la demande en eau et donc sur les revenus de la REGIDESO.	Pourcentage de la population résidant en milieu urbain	Données démographiques de l'Institut National de la Statistique (INS)

3.3. Formulation mathématique et économique du modèle

Formulation mathématique

Sur le plan économétrique, le modèle de base pour analyser la performance financière de la Régie de distribution d'eau de la République Démocratique du Congo (REGIDESO) peut être formulé comme suit :

\$\$

$$ROA_t = \beta_0 + \beta_{01} REFORM_t + \beta_{02} Gouv_t + \beta_{03} COVID19_t + \beta_{04} Infl_t + \beta_{05} Urban_t + \epsilon_t$$

L'opérationnalisation des variables présentée ci-dessus fournit un cadre clair pour la mesure et l'analyse des facteurs influençant la performance financière de la REGIDESO. En définissant chaque variable, sa mesure et sa source de données, nous assurons la robustesse de notre méthodologie. Cette approche permettra de tirer des conclusions significatives sur l'impact des réformes des entreprises publiques et des facteurs contextuels sur la performance de REGIDESO. L'analyse des résultats obtenus à partir de ces variables contribuera à une meilleure compréhension des dynamiques économiques et sociales en République Démocratique du Congo.

4. Analyse, interprétation et discussion des résultats

4.1. Les résultats saillants

Ici, il est question d'analyser l'impact de la réforme, de la gouvernance et des variables macroéconomiques sur la rentabilité financière de la REGIDESO. Il décrit successivement la

description statistique, tests de multicolinéarité, test de stationnarité des séries, test de coût intégration au borne ainsi que les discussions des résultats.

a. Statistiques descriptives des variables

Les statistiques descriptives permettent d'appréhender la distribution, la dispersion et les valeurs extrêmes des variables considérées. Elles constituent un préalable utile pour interpréter les résultats économétriques et vérifier la plausibilité empirique des données utilisées.

b. Tableau des statistiques descriptives

Le tableau ci-après présente les principales statistiques descriptives (moyenne, médiane, minimum, maximum, écart-type, Skewness, Kurtosis et test de Jarque-Bera) pour les variables PURB, PF(ROE), GOUV et INFL.

Tableau 3.3 : Statistiques descriptives des variables du modèle

Statistique	PURB	PF(ROE)	GOUV	INFL
Moyenne	37,65147	-3,292353	0,126176	1021,932
Médiane	38,00000	-1,065000	0,125000	16,13500
Maximum	44,38000	73,39000	0,180000	23773,00
Minimum	30,27000	-94,65000	0,080000	0,500000
Écart-type	4,314651	27,43514	0,022430	4105,966
Skewness	-0,140155	-0,696645	0,995787	5,235406
Kurtosis	1,789501	7,025640	3,812980	29,44382
Jarque-Bera	2,187165	25,70830	6,555342	1145,961
Probabilité JB	0,335014	0,000003	0,037716	0,000000
Observations	34	34	34	34

Source : Calculs de l'auteur à partir des données de la REGIDESO et des indicateurs macroéconomiques (période d'étude).

Les résultats mettent en évidence des profils très contrastés entre les variables : PURB et GOUV présentent une variabilité modérée, tandis que PF(ROE) et surtout INFL se caractérisent par

une dispersion et des asymétries marquées. Plusieurs distributions s'écartent de la normalité, comme en témoignent les statistiques de Jarque-Bera significatives pour certaines séries.

c. Commentaire par variable

Cette sous-section propose un commentaire synthétique pour chaque variable, en insistant sur les caractéristiques les plus pertinentes pour l'interprétation des résultats.

- **PURB (taux d'urbanisation)** : La variable présente une moyenne proche de 37,7 % et une médiane de 38 %, avec un écart-type d'environ 4,3 %, indiquant une variabilité modérée autour d'une tendance d'urbanisation croissante entre un minimum de 30,27 et un maximum de 44,38. Le Skewness légèrement négatif (-0,14) et le Kurtosis inférieur à 3 (environ 1,79) suggèrent une distribution légèrement aplatie (platykurtique), sans asymétrie marquée. Le test de Jarque-Bera ($p \approx 0,335$) ne rejette pas l'hypothèse de normalité : PURB peut être considérée comme approximativement normale sur l'échantillon, ce qui rend cette variable assez régulière sur la période.
- **PF(ROE) (rentabilité financière)** : Cette variable affiche une moyenne négative (environ -3,29) et une dispersion élevée (écart-type $\approx 27,44$), marquée par des épisodes de fortes pertes (minimum de -94,65) et quelques années de redressement (maximum de 73,39). La médiane (-1,065) moins négative que la moyenne indique que les valeurs extrêmes jouent un rôle important. Le Skewness négatif (-0,70) traduit une asymétrie vers la gauche : les grandes pertes sont plus fréquentes ou plus extrêmes que les très fortes rentabilités positives. Le Kurtosis élevé ($\approx 7,03$) indique une distribution leptokurtique, avec des queues épaisses et des valeurs extrêmes plus fréquentes qu'en loi normale. Le test de Jarque-Bera ($p \approx 0,000003$) rejette clairement la normalité : PF(ROE) n'est pas normalement distribuée, ce qui justifie une prudence dans l'utilisation de tests paramétriques.
- **GOUV (indice de gouvernance)** : La moyenne ($\approx 0,126$) et la médiane (0,125) sont très proches, avec un minimum de 0,08 et un maximum de 0,18, ce qui confirme une faible amplitude de variation. L'écart-type très faible ($\approx 0,022$) montre que la gouvernance évolue lentement, par petites variations, ce qui est cohérent avec un indicateur institutionnel. Le Skewness positif ($\approx 0,996$) indique une légère asymétrie vers la droite, avec quelques observations relativement plus élevées (périodes de meilleure gouvernance). Le Kurtosis ($\approx 3,81$) suggère une distribution un peu plus « pointue » que la normale. Le test de Jarque-Bera ($p \approx 0,0377$) amène à rejeter la normalité au seuil de 5 % : GOUV présente une légère déviation par rapport à la loi normale, à prendre en compte mais moins grave que pour INFL.

- INFL (inflation)** : La variable se caractérise par une moyenne très élevée ($\approx 1021,93$) alors que la médiane n'est que de 16,135 : cela traduit un déséquilibre très fort dû à quelques années d'hyperinflation qui tirent la moyenne vers le haut. L'écart entre le minimum (0,5) et le maximum (23773) est énorme, illustrant des épisodes extrêmes d'instabilité des prix dans l'économie congolaise. L'écart-type très élevé ($\approx 4105,97$) confirme une variabilité extrême de l'inflation. Le Skewness très positif ($\approx 5,24$) et le Kurtosis énorme ($\approx 29,44$) montrent une distribution extrêmement asymétrique avec des queues très épaisses : quelques observations d'hyperinflation dominent complètement la distribution. Le test de Jarque-Bera rejette très fortement la normalité ($p \approx 0,000000$), ce qui justifierait une transformation (par exemple logarithme) ou une modélisation robuste pour éviter que quelques années extrêmes ne dominent toute l'estimation.

Les statistiques descriptives confirment que les variables ont des profils très différents, avec une variabilité modérée pour PURB et GOUV, forte pour PF(ROE) et extrêmement marquée pour INFL, ainsi que plusieurs déviations par rapport à la normalité qu'il convient de prendre en compte dans l'interprétation des résultats économétriques.

4.2. Tests de multicolinéarité

L'analyse de la multicolinéarité vise à vérifier que les variables explicatives ne sont pas fortement redondantes entre elles. Pour ce faire, le facteur d'inflation de variance (VIF) est utilisé afin de mesurer l'ampleur de la colinéarité entre les régresseurs.

a. Présentation des résultats du test VIF

Le test de VIF permet de quantifier l'inflation de la variance de chaque coefficient de régression imputable à la corrélation entre les variables explicatives. Le tableau ci-après reprend les valeurs du VIF centré et non centré pour l'ensemble des variables du modèle.

Tableau 3.1 : Résultats du test de VIF

Variables	VIF non Centré	VIF Centré
PURB	132,2437	1,664321
PF_ROE_	1,138014	1,121375
GOUV	44,34187	1,319601
INFL	1,226304	1,152733
COVID	1,927153	1,700429
C	174,2336	NA

Source : Calculs de l'auteur à partir des données de la REGIDESO et des indicateurs macroéconomiques (période d'étude).

On observe que les VIF centrés des variables explicatives (PURB, PF_ROE, GOUV, INFL et COVID) sont compris entre environ 1,1 et 1,7, ce qui traduit une colinéarité très faible entre ces variables. Les VIF non centrés, plus élevés pour PURB, GOUV et la constante, reflètent surtout une corrélation avec le terme constant et les niveaux moyens des séries, sans remettre en cause la pertinence des coefficients estimés.

b. Interprétation détaillée des VIF

Cette sous-section commente variable par variable les valeurs du VIF centré, qui sont les plus pertinentes pour juger de la multicollinéarité entre explicatives. Elle met en évidence le caractère acceptable de la colinéarité et les implications pour l'estimation du modèle.

- **PURB (taux d'urbanisation)** : Avec un VIF centré d'environ 1,66, cette variable présente une colinéarité faible avec les autres variables explicatives et apporte une information propre sur la rentabilité financière. La valeur proche de 1 confirme que PURB contribue distinctement au modèle.
- **PF ROE (performance financière)** : Le VIF centré de 1,12 indique une absence quasi totale de redondance avec les autres régresseurs du modèle auxiliaire. Cela confirme que la dynamique de PF_ROE utilisée comme explicative ne pose pas de problème de multicollinéarité.
- **GOUV (gouvernance)** : Affichant un VIF centré d'environ 1,32, la variable de gouvernance est relativement indépendante des autres variables. Même si, sur le plan conceptuel, on peut attendre une certaine corrélation avec la réforme ou avec PURB, cette corrélation reste faible du point de vue statistique.
- **INFL (inflation)** : Le VIF centré de l'ordre de 1,15 confirme le rôle de l'inflation comme variable de contrôle macroéconomique faiblement corrélée aux autres déterminants. Elle joue bien son rôle sans créer de multicollinéarité problématique.
- **COVID** : Avec un VIF centré d'environ 1,70, la variable muette COVID est un peu plus corrélée avec certaines variables, probablement en raison de tendances temporelles, mais son VIF reste très bas et nettement inférieur aux seuils de 5 ou 10. Elle peut donc être gardée dans le modèle sans crainte de déstabiliser l'estimation.

Toutes ces valeurs de VIF centrés (entre 1,1 et 1,7 environ) sont très confortables et indiquent que la variance des coefficients n'est que très légèrement gonflée par la colinéarité, bien en deçà des niveaux jugés préoccupants en pratique.

Les VIF non centrés, très élevés pour PURB (132,24), GOUV (44,34) et la constante (174,23), signalent principalement une corrélation entre le niveau des séries et le terme d'interception, phénomène fréquent dans les données macroéconomiques de longue période. Ces valeurs élevées ne signifient pas qu'il existe une multicollinéarité catastrophique entre PURB, GOUV,

INFL, etc., mais essentiellement que ces variables évoluent sur des niveaux très corrélés avec la constante (tendances temporelles, niveaux moyens), sans affecter la colinéarité effective entre les variables explicatives elles-mêmes.

c. Conclusion sur les résultats du test de VIF

Le diagnostic de multicolinéarité, réalisé à l'aide du facteur d'inflation de variance (VIF), montre que les VIF centrés des variables explicatives (gouvernance, taux d'urbanisation, inflation et COVID-19) sont compris entre 1,12 et 1,70, c'est-à-dire très proches de l'unité et nettement en dessous des seuils usuels de 5 ou 10 retenus dans la littérature comme indicateurs d'une colinéarité problématique. Les VIF non centrés plus élevés, en particulier pour la constante et PURB, traduisent principalement la corrélation des niveaux moyens des séries avec le terme d'interception, phénomène fréquent dans les données macroéconomiques de longue période, sans affecter la colinéarité effective entre les variables explicatives elles-mêmes. On peut en conclure que la multicolinéarité n'est pas préoccupante dans le modèle, et que les coefficients estimés sont suffisamment précis pour permettre une interprétation économiquement pertinente. Cependant, l'analyse de la stationnarité permettra de juger s'il faut conserver toutes les variables ou en exclure certaines du modèle.

4.3. Tests de stationnarité des séries

Avant toute estimation, il est essentiel de vérifier l'ordre d'intégration des séries afin d'éviter les régressions fallacieuses. Le test de racine unitaire de type ADF (Augmented Dickey-Fuller) est mobilisé pour identifier les séries stationnaires en niveau et celles nécessitant une différenciation.

a. Résultats du test de stationnarité

Le tableau suivant synthétise les résultats du test de stationnarité appliqué aux variables du modèle, en indiquant pour chacune le niveau d'intégration et la spécification retenue dans le test ADF. Il est important de noter que les variables COVID et REF, étant des variables binaires, sont automatiquement stationnaires et ne font donc pas l'objet de tests formels de racine unitaire.

Tableau 3.2 : Résultats du test de stationnarité des variables

Variable	Niveau d'intégration	Spécification du test (ADF)
PF(ROE)	I(0)	Sans tendance ni constante
INFL	I(0)	Avec constante
GOUV	I(1)	Sans tendance ni constante

Source : Calculs de l'auteur à partir des données de la REGIDESO et des indicateurs macroéconomiques (période d'étude).

Les résultats montrent que PF(ROE) et INFL sont stationnaires en niveau (I(0)), alors que GOUV devient stationnaire seulement après première différenciation (I(1)). Sur les quatre variables testées, seules trois se révèlent exploitables dans le modèle. La variable PURB apparaît non stationnaire ni en niveau ni en première différence, ce qui, combiné à son VIF non centré élevé, justifie son exclusion du modèle final.

b. Interprétation variable par variable

Cette partie présente une lecture détaillée des résultats de stationnarité pour chaque série, en mettant l'accent sur les implications économétriques et économiques.

- **PF(ROE) I (0), « sans tendance ni constante »** : D'après le test ADF, l'hypothèse de racine unitaire est rejetée pour PF(ROE) dans une spécification sans constante ni tendance : la série est stationnaire autour de zéro ou d'une moyenne très proche de zéro. Autrement dit, les chocs sur la rentabilité financière ne produisent pas de dérive permanente ; ils s'estompent et la série revient vers un niveau stable.
- **INFL I (0), « avec constante »** : L'inflation est également stationnaire en niveau, mais dans une régression ADF incluant une constante (intercept) : elle oscille autour d'une moyenne non nulle, ce qui est cohérent avec une inflation ayant un niveau moyen mais sans dérive explosive. Cette variable peut donc être conservée en niveau dans le modèle comme variable de contrôle, sans risque de tendance stochastique.
- **GOUV I (1), « sans tendance ni constante »** : La variable de gouvernance présente une racine unitaire en niveau (non-stationnaire), et ce n'est qu'en première différence qu'elle devient stationnaire : elle est donc intégrée d'ordre 1, I(1). Concrètement, cela signifie que les chocs sur le niveau de gouvernance ont des effets permanents et que la série suit une trajectoire de type marche aléatoire ou proche, ce qui est logique pour un indicateur institutionnel qui évolue par paliers.

Note importante : La variable PURB est non stationnaire (ni à niveau ni après différenciation première), ce qui justifie son exclusion du modèle, d'autant plus que son VIF non centré était le plus élevé parmi celles des variables exogènes.

c. Implications pour la stratégie de modélisation

Les tests de racine unitaire indiquent que la rentabilité financière PF(ROE) et l'inflation (INFL) sont stationnaires en niveau (I (0)), tandis que la variable de gouvernance (GOUV) est intégrée d'ordre un (I (1)), devenant stationnaire après première différenciation. À cela s'ajoutent les variables COVID et REF qui sont automatiquement stationnaires en tant que variables binaires. Cette combinaison de séries I (0) et I (1) justifie le recours à un cadre de type ARDL-ECM permettant d'analyser l'impact de la réforme et de la gouvernance sur la performance financière de la REGIDESO en distinguant effets de court et de long terme.

2.4. Test de cointégration aux bornes (ARDL)

La présence conjointe de séries I (0) et I (1) justifie le recours au test de cointégration aux bornes dans le cadre d'un modèle ARDL. Ce test, développé par Pesaran, Shin et Smith, permet de déterminer l'existence d'une relation de long terme entre la rentabilité financière et ses déterminants retenus.

a. Résultats du test de cointégration

Le tableau suivant présente les valeurs critiques des bornes I(0) et I(1) pour différents seuils de significativité, ainsi que la statistique F calculée pour le modèle.

Tableau 3.4 : Test de cointégration aux bornes (modèle ARDL)

Seuil de signification	Borne critique I(0)	Borne critique I(1)	Statistique F
10%	2,525	3,560	8,778817
5%	3,058	4,223	8,778817
1%	4,280	5,840	8,778817

Source : Calculs de l'auteur à partir des résultats du test de cointégration aux bornes (modèle ARDL de la rentabilité financière de la REGIDESO).

La statistique F obtenue (environ 8,78) se situe largement au-dessus des bornes supérieures I(1) aux seuils de 10 %, 5 % et 1 %, ce qui conduit à rejeter l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. Il existe ainsi une relation de long terme stable entre PF(ROE) et les variables explicatives du modèle.

b. Discussion de la cointégration

Dans le cadre de Pesaran, Shin et Smith, la comparaison de la statistique F aux bornes critiques permet de trancher sur la présence d'un lien de long terme. La règle de décision est la suivante:

- Si $F <$ borne inférieure I(0) \rightarrow on ne rejette pas H_0 : pas de cointégration.
- Si $F >$ borne supérieure I(1) \rightarrow on rejette l'hypothèse nulle : il y a cointégration (relation de long terme).
- Si F est entre les deux bornes \rightarrow test inconclusif.

Dans le cas présent :

- À 10 % : $8,78 > 3,56$ (borne I(1))
- À 5 % : $8,78 > 4,223$
- À 1 % : $8,78 > 5,84$

Dans tous les cas, la F-statistique est largement au-dessus de la borne supérieure : on rejette fortement l'hypothèse nulle de « pas de relation de long terme ». Cette relation de cointégration stable reliant la performance financière et les variables explicatives justifie l'estimation d'un modèle ARDL pour distinguer les effets de court et de long terme. Elle offre également un cadre

cohérent pour l'interprétation économique des coefficients de long terme et valide l'approche méthodologique retenue.

2.5. Estimation du modèle de court terme (ECM)

L'estimation du modèle de correction d'erreur (ECM) permet de capter la dynamique de court terme de la rentabilité financière tout en intégrant le mécanisme de retour vers l'équilibre de long terme. Le tableau suivant présente les coefficients estimés pour les variations des variables et le terme de correction d'erreur.

a. Résultats de l'ECM de court terme

Le modèle de court terme intègre les variations retardées de la variable dépendante ainsi que les variations contemporaines et retardées des variables explicatives. La significativité des coefficients permet d'identifier les canaux d'ajustement dynamique de la rentabilité financière.

Tableau 3.5 : Résultats de l'estimation du modèle de court terme (ECM – ARDL)

Variable	Coefficient	Probabilité
D(PF_ROE_(-1))	0,020438	0,8576
D(PF_ROE_(-2))	-0,098390	0,4301
D(PF_ROE_(-3))	0,352994	0,0096
D(PF_ROE_(-4))	0,584647	0,0014
D(PF_ROE_(-5))	0,419154	0,0120
D(PF_ROE_(-6))	0,081196	0,3260
D(REF)	-41,78900	0,0161
D(REF(-1))	21,49942	0,1652
D(GOUV)	383,4563	0,1695
D(GOUV(-1))	52,27703	0,7226
D(COVID)	-5,099918	0,6032
D(COVID(-1))	-4,096843	0,7969
D(INFL)	-0,067541	0,1256
D(INFL(-1))	0,216063	0,0046
CointEq(-1)	-1,717181	0,0000

Variable dépendante : $D(PF_ROE_)$

Source : Calculs de l'auteur à partir des résultats du modèle ARDL

Le coefficient du terme de correction d'erreur CointEq(-1) est négatif (-1,717) et hautement significatif ($p = 0,0000$), indiquant un ajustement rapide vers la relation de long terme. Les coefficients associés aux retards de $D(PF_ROE)$, à la réforme, à la gouvernance, à la COVID-19 et à l'inflation traduisent les effets de court terme de ces facteurs sur la variation annuelle de la rentabilité.

b. Interprétation des effets de court terme

Les effets de court terme sont analysés en distinguant la dynamique propre de la rentabilité, l'impact de la réforme, de la gouvernance, de la COVID-19 et de l'inflation. Cette lecture met en évidence les mécanismes d'inertie et les ajustements différés des variables explicatives.

➤ **Le terme de correction d'erreur**

Le terme de correction d'erreur CointEq (-1) présente un coefficient de -1,717181 avec une probabilité de 0,0000 (hautement significatif). Ce signe négatif et significatif confirme un ajustement vers la relation de long terme mise en évidence par le test de cointégration. La valeur absolue supérieure à 1 signifie que l'ajustement est très rapide et même « sur-correctif » : un écart à l'équilibre est plus que totalement corrigé en une période, ce qui suggère une dynamique de retour très forte. Techniquement, environ 171,7 % de l'écart de $PF(ROE)$ par rapport à sa trajectoire de long terme est corrigé d'une année à l'autre, ce qui implique un retour rapide vers l'équilibre (mais aussi une certaine volatilité de l'ajustement).

➤ **Effets de la dynamique passée de la performance financière**

Les variations passées de $PF(ROE)$ exercent des effets différenciés sur la variation actuelle :

- $D(PF_ROE_{(-1)})$ et $D(PF_ROE_{(-2)})$: coefficients non significatifs ($p > 0,10$). À court terme, les variations de $PF(ROE)$ des 1 à 2 années précédentes n'ont pas d'effet statistiquement significatif sur la variation actuelle.
- $D(PF_ROE_{(-3)}) = 0,353$ ($p = 0,0096$), $D(PF_ROE_{(-4)}) = 0,585$ ($p = 0,0014$), $D(PF_ROE_{(-5)}) = 0,419$ ($p = 0,0120$) : ces coefficients sont positifs et significatifs. Une hausse de la rentabilité financière il y a 3, 4 ou 5 ans est associée à une hausse actuelle de $PF(ROE)$: la dynamique de la rentabilité présente donc une inertie positive sur plusieurs années. Cela signifie que les périodes de redressement ou de détérioration financière de la REGIDESO ont tendance à se prolonger sur le moyen terme (effet de persistance).
- $D(PF_ROE_{(-6)})$ non significatif : au-delà de 5 ans, l'effet direct des variations passées de $PF(ROE)$ s'estompe.

➤ **Effets de court terme de la réforme (REF)**

Les coefficients associés à la variable de réforme révèlent un impact contrasté :

- $D(\text{REF}) = -41,789$ ($p = 0,0161$) : ce coefficient est négatif et significatif. L'entrée en vigueur de la réforme (variation de la variable muette REF) est associée, à court terme, à une baisse de la variation de la rentabilité financière. Autrement dit, le choc de réforme se traduit initialement par un effet négatif sur PF_ROE (coûts d'ajustement, restructuration, charges de transition, etc.).
- $D(\text{REF}(-1)) = 21,499$ ($p = 0,1652$) : positif mais non significatif. L'année qui suit la mise en œuvre, l'effet devient positif mais statistiquement incertain, ce qui suggère un possible début de rattrapage, mais sans preuve forte.

En résumé, à court terme, la réforme de 2008 semble avoir un impact plutôt défavorable sur la rentabilité financière, probablement en raison des coûts de mise en œuvre, sans bénéfice immédiat pleinement visible dans l'horizon court.

➤ **Effets de court terme de la gouvernance (GOUV)**

Les variations de gouvernance ne produisent pas d'effet significatif à court terme :

- $D(\text{GOUV}) = 383,4563$ ($p = 0,1695$) : coefficient positif mais non significatif.
- $D(\text{GOUV}(-1)) = 52,2770$ ($p = 0,7226$) : également non significatif.

Cela suggère que les améliorations de gouvernance mesurées à court terme n'ont pas d'effet direct et statistiquement robuste sur la variation immédiate de la rentabilité. L'effet de la gouvernance semble plutôt structurel et de long terme, ce qui est cohérent avec le cadre théorique : les réformes de gouvernance mettent du temps à se traduire en gains financiers mesurables.

➤ **Effets de court terme de la COVID-19**

Les coefficients de la variable COVID-19 sont négatifs mais non significatifs :

- $D(\text{COVID}) = -5,10$ ($p = 0,6032$)
- $D(\text{COVID}(-1)) = -4,10$ ($p = 0,7969$)

Le signe négatif est cohérent avec l'idée que la pandémie perturbe la demande, les coûts et les recouvrements, mais l'effet n'est pas statistiquement détecté dans ce modèle de court terme. Même si la pandémie a probablement pesé sur la situation financière, son effet spécifique sur la variation annuelle de PF_ROE n'apparaît pas comme significatif une fois contrôlé le reste des déterminants.

➤ **Effets de court terme de l'inflation (INFL)**

L'inflation exerce un effet ambigu et différé :

- $D(\text{INFL}) = -0,0675$ ($p = 0,1256$) : effet négatif mais seulement marginalement significatif (un peu au-delà de 10 %).
- $D(\text{INFL}(-1)) = 0,2161$ ($p = 0,0046$) : positif et significatif. À court terme, une hausse de l'inflation l'année précédente est associée à une augmentation de la variation actuelle

de la rentabilité financière. Cela peut refléter des mécanismes d'ajustement retardé : renégociation des tarifs, indexation partielle des prix de vente de l'eau, apurement des arriérés en valeur nominale, etc.

Ainsi, l'inflation a un effet contrasté : le choc courant tend à dégrader la rentabilité (coûts, désorganisation), mais son effet retardé peut être favorable si les tarifs ou les subventions s'ajustent avec un décalage.

c. Synthèse des implications économiques du modèle de court terme

Les résultats de l'estimation du modèle de court terme (ECM) montrent que la dynamique de la rentabilité financière de la REGIDESO présente une forte inertie : les variations positives observées trois à cinq ans auparavant exercent encore un effet significatif et positif sur la variation actuelle du ROE, ce qui témoigne d'une persistance des phases de redressement ou de détérioration. Le terme de correction d'erreur est négatif, hautement significatif et de grande amplitude (-1,72), indiquant un ajustement très rapide de la rentabilité vers sa trajectoire de long terme. À court terme, la mise en œuvre de la réforme de 2008 est associée à une baisse significative de la rentabilité (coefficient de D(REF) négatif et significatif), ce qui suggère l'existence de coûts immédiats d'ajustement et de restructuration. En revanche, l'effet direct de la gouvernance et de la crise de la COVID-19 sur la variation annuelle du ROE n'apparaît pas statistiquement significatif dans ce modèle, ce qui laisse penser que leur impact se manifeste davantage à moyen et long terme. Enfin, l'inflation exerce un effet différé : si son impact contemporain sur la rentabilité est plutôt négatif, l'inflation de l'année précédente contribue positivement à la variation actuelle du ROE, probablement via des mécanismes d'ajustement retardé des tarifs et des flux financiers.

2.6. Estimation du modèle de long terme

L'estimation du modèle ARDL en niveau permet de mettre en évidence les effets de long terme de la réforme, de la gouvernance, de la COVID-19 et de l'inflation sur la rentabilité financière de la REGIDESO. Les résultats sont synthétisés dans le tableau suivant, accompagné de l'équation de long terme.

a. Résultats de l'estimation de long terme

Le modèle de long terme isole les relations d'équilibre entre la rentabilité financière et ses déterminants structurels. Les coefficients présentés ci-dessous correspondent aux effets permanents d'une variation durable de chaque variable explicative sur le niveau moyen de PF(ROE).

Tableau 3.6 : Estimation du modèle de long terme de la rentabilité financière (PF_ROE)

Variable	Coefficient	Probabilité	Interprétation
REF	-28,4775	0,1084	Effet négatif, significativité faible
GOUV	154,0659	0,4374	Effet positif, non significatif
COVID	-9,9805	0,3583	Effet négatif, non significatif
INFL	-0,2135	0,0154	Effet négatif, significatif
C	12,0135	0,6582	Constante, non significative

Source : Calculs de l'auteur à partir des résultats du modèle ARDL.

L'équation de long terme estimée peut s'écrire comme suit :

$$PF(ROE) = -28,48 REF + 154,07 GOUV - 9,98 COVID - 0,2135 INFL + 12,01 + u_t$$

L'expression de l'erreur de cointégration (EC) donnée par EViews :

$$EC_t = PF_ROE_t - (-28,48 REF_t + 154,07 GOUV_t - 9,98 COVID_t - 0,2135 INFL_t + 12,01)$$

Cette erreur alimente le terme CointEq (-1) dans l'ECM et mesure l'écart de la rentabilité observée par rapport à sa valeur d'équilibre de long terme.

b. Interprétation économique des coefficients de long terme

Les coefficients de long terme traduisent l'effet durable d'une variation des variables explicatives sur le niveau moyen de la rentabilité financière, toutes choses égales par ailleurs. Leur interprétation tient compte des signes, des ordres de grandeur et de la significativité statistique.

- **REF (réforme)** : Le coefficient de -28,48 avec une probabilité d'environ 0,1084 indique un effet négatif significatif au plus au seuil de 10 %. À long terme, le régime « après réforme » est associé à un niveau de rentabilité financière inférieur d'environ 28 points de pourcentage par rapport à la période « avant réforme », toutes choses égales par ailleurs. Cette estimation suggère que la réforme n'a pas, en moyenne, amélioré la rentabilité de la REGIDESO et pourrait même s'être accompagnée d'une dégradation, mais que cette conclusion reste statistiquement prudente (effet négatif, mais seulement faiblement significatif). Un passage durable au régime de réforme est donc associé à un niveau de rentabilité plus faible, ce qui peut refléter les coûts structurels, les contraintes de gestion ou les difficultés persistantes dans la mise en œuvre des objectifs de la réforme.
- **GOUV (gouvernance)** : Le coefficient positif de 154,07 avec une probabilité élevée (environ 0,4374) indique que, conformément à la théorie, une amélioration durable de la gouvernance va dans le sens d'une hausse de la rentabilité financière à long terme.

Toutefois, cet effet n'est pas statistiquement significatif : on ne peut pas conclure, sur la base de ces données et de ce modèle, que la gouvernance a un effet de long terme clairement identifié sur le ROE. Le résultat est donc mitigé : la gouvernance est théoriquement importante, mais son effet est difficile à isoler empiriquement dans ce cas, probablement en raison de la faible variation de l'indicateur, d'une forte incertitude d'estimation ou d'interactions complexes avec d'autres variables.

- **COVID** : Le coefficient de -9,98 avec une probabilité d'environ 0,3583 indique un signe négatif cohérent avec l'idée que la présence de la période COVID est associée à un niveau de rentabilité plus faible d'environ 10 points de pourcentage. Toutefois, la non-significativité ($p \approx 36\%$) indique que cet effet n'est pas statistiquement établi dans le modèle de long terme. La pandémie a probablement pesé sur la performance, mais son effet de long terme sur le ROE de la REGIDESO n'est pas mis en évidence de manière robuste par l'estimation.
- **INFL (inflation)** : Le coefficient négatif de -0,2135 avec une probabilité d'environ 0,0154 révèle un effet significatif au seuil de 5 %. À long terme, une augmentation durable de l'inflation de 1 point de pourcentage est associée à une baisse d'environ 0,21 point de pourcentage du ROE. Cela confirme que l'environnement inflationniste est défavorable à la rentabilité financière de la REGIDESO sur le long horizon : hausse des coûts, pertes de pouvoir d'achat des usagers, difficultés de recouvrement, décalage entre la progression des tarifs et celle des charges, etc. C'est le seul déterminant dont l'effet de long terme est net et statistiquement robuste dans ce modèle. Son coefficient négatif et significatif ($p \approx 0,015$) indique qu'une hausse durable de 1 point d'inflation réduit le ROE d'environ 0,21 point, ce qui confirme que l'environnement inflationniste détériore structurellement la performance financière de la REGIDESO.
- **C (constante)** : Le coefficient de 12,01 avec une probabilité de 0,6582 est non significatif. La constante ne joue pas de rôle économique particulier dans ce commentaire ; elle représente le niveau moyen de rentabilité quand toutes les variables explicatives sont à zéro, ce qui n'a pas de sens direct dans ce contexte.

c. Synthèse des implications économiques du modèle de long terme

Les coefficients de long terme du modèle ARDL montrent que l'inflation exerce un effet significativement négatif sur la rentabilité financière de la REGIDESO : une hausse durable de l'inflation réduit le ROE à long terme, ce qui souligne la vulnérabilité de l'entreprise publique aux épisodes d'inflation élevée. En revanche, les effets de la réforme de 2008, de la gouvernance et de la crise de la COVID-19 sur le niveau de rentabilité apparaissent statistiquement moins bien identifiés. La réforme présente un coefficient négatif et seulement faiblement significatif,

suggérant que, sur la période étudiée, la transition institutionnelle ne s'est pas traduite par une amélioration durable de la performance financière, mais plutôt par une dégradation relative, probablement liée aux coûts d'ajustement et aux contraintes structurelles persistantes. Les coefficients associés à la gouvernance et au COVID sont du signe attendu (positif pour la gouvernance, négatif pour la période COVID), mais non significatifs, ce qui conduit à considérer que leur impact de long terme reste incertain dans ce cadre empirique.

2.7. Tests de validité et de spécification du modèle

La qualité d'un modèle économétrique ne se juge pas seulement à la significativité des coefficients, mais aussi au respect des hypothèses classiques de la régression. Cette section présente les principaux tests de diagnostic réalisés : hétéroscédasticité, normalité, stabilité des paramètres et autocorrélation des résidus, ainsi que le test de spécification de Ramsey RESET.

a. Tests globaux de validité du modèle

Le tableau suivant synthétise les tests standard de validité appliqués au modèle estimé. Il permet de vérifier l'homoscédasticité, la normalité des résidus, la stabilité des coefficients et l'absence d'autocorrélation.

Tableau 3.7 : Tests de validité du modèle ARDL-ECM

Test	Stat.	Prob.	Hypothèse nulle H_0	Décision (seuil 5%)
Hétéroscédasticité	20,6890	0,3542	Variance constante	Ne pas rejeter H_0
Normalité	1,7300	0,4210	Résidus normaux	Ne pas rejeter H_0
Stabilité	2,8736	0,1410	Paramètres stables	Ne pas rejeter H_0
Autocorrélation	0,9824	0,4367	Pas d'autocorrélation	Ne pas rejeter H_0

Source : Calculs de l'auteur à partir des résultats du modèle ARDL de la rentabilité financière de la REGIDESO.

Les résultats indiquent l'absence d'hétéroscédasticité significative, une distribution des résidus compatible avec la normalité, l'absence d'autocorrélation sérieuse et une stabilité globale des paramètres, ce qui conforte la bonne spécification du modèle.

a) Test d'hétéroscédasticité (Breusch-Pagan-Godfrey)

Le test de Breusch-Pagan-Godfrey examine si la variance des erreurs reste constante ou dépend des variables explicatives. Le tableau ci-dessous résume ses principales statistiques.

Tableau 3.8 : Test d'hétéroscédasticité de Breusch-Pagan-Godfrey

Statistique	Valeur	Ddl	Prob.	Interprétation
F-statistic	1,207780	(19, 7)	0,4231	Ne pas rejeter H_0
Obs*R-squared (LM)	20,68902	19	0,3542	Ne pas rejeter H_0
Scaled explained SS	2,728420	19	1,0000	Ne pas rejeter H_0

Source : Calculs de l'auteur à partir des résultats du modèle ARDL.

Les différentes p-values (F-statistic, Obs*R-squared et Scaled explained SS) sont toutes nettement supérieures à 5 %, ce qui conduit à ne pas rejeter l'hypothèse d'homoscédasticité. La variance des résidus peut donc être considérée comme constante, et les estimateurs de variance des coefficients restent fiables. Cela rend les tests t et F plus robustes et conforte la validité des inférences statistiques réalisées sur les coefficients du modèle.

a) Test de normalité des résidus

La normalité des résidus est évaluée à partir de l'histogramme des erreurs et du test de Jarque-Bera. Le graphique montre la distribution des résidus autour de zéro, avec les statistiques descriptives associées.

L'histogramme des résidus et les statistiques de normalité montrent que l'hypothèse de résidus approximativement normaux est acceptable pour le modèle. La moyenne des résidus est pratiquement nulle (environ $-1,38 \times 10^{-14}$), ce qui indique que le modèle ne présente pas de biais systématique. La distribution est centrée autour de 0, avec la médiane très proche de zéro et une dispersion modérée (écart-type $\approx 24,1$), ce qui correspond au comportement attendu des résidus d'un modèle bien spécifié. L'asymétrie (Skewness $\approx -0,17$) est faible et le Kurtosis ($\approx 4,11$) montre une légère concentration autour de la moyenne et des queues un peu plus épaisses qu'une loi normale, mais sans excès. Le test de Jarque-Bera donne une statistique d'environ 1,73 avec une probabilité de 0,421 ($> 0,05$), ce qui conduit à ne pas rejeter l'hypothèse nulle de normalité des résidus : la normalité est donc compatible avec les données. On ne rejette donc pas l'hypothèse de normalité, ce qui renforce la validité des tests de significativité des coefficients.

b) Tests d'autocorrélation des erreurs

L'autocorrélation des résidus est examinée par le test de Breusch-Godfrey, complété par l'indicateur de Durbin-Watson. Ces outils permettent de vérifier que les erreurs ne sont pas corrélées dans le temps.

Le test Breusch-Godfrey examine l'hypothèse nulle H_0 : pas d'autocorrélation des erreurs jusqu'au lag 2, contre l'hypothèse alternative H_1 : présence d'autocorrélation des erreurs (d'ordre ≤ 2). Le test fournit deux statistiques :

- F-statistic = 0,9824 ; Prob. $F(2,5) = 0,4367 (> 0,05)$ → on ne rejette pas H_0 : pas d'autocorrélation détectée selon la version F.
- Obs*R-squared = 7,6167 ; Prob. $\chi^2(2) = 0,0222 (< 0,05)$ → la version LM indique, à l'inverse, un rejet de H_0 et donc une autocorrélation significative.
- Durbin-Watson de la régression $\approx 2,27$ (proche de 2), ce qui est typique d'une faible autocorrélation, voire d'absence d'autocorrélation détectable.

Les résultats du test Breusch-Godfrey sont partiellement divergents entre la version F (p-value $> 0,05$) qui ne détecte pas d'autocorrélation et la version LM (p-value $< 0,05$) qui suggère une autocorrélation. Cependant, conjugués à une statistique de Durbin-Watson proche de 2, ils plaident globalement pour l'absence d'autocorrélation sérieuse, ce qui signifie que la dynamique du modèle capture correctement la structure temporelle des données et que les coefficients ne sont pas biaisés par une dépendance temporelle des résidus.

a. Test de spécification de Ramsey RESET

Le test de Ramsey RESET permet de vérifier la bonne spécification fonctionnelle du modèle, en particulier l'éventuelle omission de termes non linéaires ou de formes polynomiales. Le tableau suivant en présente les principales statistiques.

Tableau 3.9 : Test de spécification de Ramsey RESET

Statistique	Valeur	Ddl	Probabilité
t-statistic	1,695169	6	0,1410
F-statistic	2,873599	(1, 6)	0,1410
Likelihood ratio	10,56567	1	0,0012

Source : Calculs de l'auteur à partir des résultats du modèle ARDL.

Le test de Ramsey RESET examine l'hypothèse nulle H_0 : le modèle est correctement spécifié (pas de variable omise de type non linéaire, forme fonctionnelle adéquate), contre l'hypothèse alternative H_1 : le modèle est mal spécifié (variable(s) omise(s), non-linéarité ou forme fonctionnelle inadéquate).

Les versions t-statistic et F-statistic du RESET donnent une probabilité d'environ 0,14, supérieure au seuil de 5 %, ce qui conduit à ne pas rejeter l'hypothèse nulle de bonne spécification. Cela signifie que l'ajout du carré des valeurs ajustées n'apporte pas d'amélioration significative au modèle. Autrement dit, il n'y a pas d'évidence forte de non-linéarité ou de variables omises de type polynomiale dans la spécification en niveaux. Bien que le Likelihood

ratio affiche une p-value très faible (0,0012), dans le contexte ARDL avec petit échantillon, on privilégie l'interprétation cohérente t/F, qui repose directement sur le coefficient de FITTED² et ses degrés de liberté.

En pratique, combiné aux autres tests (normalité, absence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation sérieuse), ce RESET permet de considérer que la forme fonctionnelle du modèle est globalement adéquate : la relation entre PF(ROE) et ses déterminants (réforme, gouvernance, inflation, COVID, etc.) est bien captée par la spécification linéaire retenue, et il n'y a pas de preuve statistique que des termes non linéaires supplémentaires (carrés, interactions implicites) soient indispensables.

Définitivement, le test de Ramsey RESET, appliqué au modèle de long terme, ne rejette pas l'hypothèse de bonne spécification ($F = 2,87$, $p = 0,14$), ce qui suggère que la forme fonctionnelle linéaire retenue est adéquate et qu'aucune non-linéarité majeure ou variable omise de type polynomial n'est détectée.

b. Synthèse des tests de validité

Les tests de validité confirment la bonne spécification du modèle ARDL-ECM. Le test d'hétéroscédasticité ne met pas en évidence de variance non constante des résidus ($p = 0,35$), tandis que le test de normalité ($p = 0,42$) suggère que les erreurs peuvent être assimilées à une distribution normale. Le test de stabilité des paramètres ne rejette pas l'hypothèse de stabilité ($p = 0,14$), ce qui indique l'absence de rupture structurelle majeure affectant le modèle sur la période étudiée. Enfin, l'absence d'autocorrélation des résidus ($p = 0,44$) montre que la dynamique de court terme est correctement spécifiée. Dans l'ensemble, ces résultats valident économétriquement le modèle utilisé pour analyser l'impact de la réforme, de la gouvernance et des variables macroéconomiques sur la rentabilité financière de la REGIDESO.

2.8. Discussion des résultats et confrontation à la littérature

Cette section propose une discussion approfondie des résultats empiriques obtenus et les confronte aux principaux enseignements théoriques et empiriques de la littérature sur les réformes des entreprises publiques, la gouvernance et la performance financière. L'objectif est d'évaluer dans quelle mesure les résultats observés pour la REGIDESO confirment ou nuancent les prédictions des cadres analytiques existants, tout en mettant en évidence les spécificités du contexte congolais.

a. Instabilité de la performance financière et enseignements des statistiques descriptives

Les statistiques descriptives révèlent une rentabilité financière moyenne négative, associée à une forte dispersion et à une distribution non normale du ROE. Ce résultat confirme l'idée, largement développée dans la littérature sur les entreprises publiques des pays en

développement, selon laquelle ces entités opèrent souvent dans un environnement caractérisé par des contraintes multiples : missions sociales, tarification administrée, faibles capacités de recouvrement et dépendance vis-à-vis des décisions publiques.

Sur le plan théorique, cette instabilité est cohérente avec l'approche de l'économie politique des entreprises publiques, qui souligne que la performance financière n'est pas l'objectif unique de ces organisations, souvent soumises à des arbitrages entre efficacité économique et objectifs sociaux. La forte volatilité de l'inflation observée dans les données vient renforcer cette lecture : dans un contexte macroéconomique instable, les entreprises publiques de services essentiels sont particulièrement exposées aux chocs nominaux, sans disposer de mécanismes d'ajustement rapides et complets.

b. Absence de multicollinéarité et validité de l'approche causale

L'absence de multicollinéarité significative entre les variables explicatives confirme que la réforme, la gouvernance et l'inflation captent des dimensions distinctes de l'environnement institutionnel et macroéconomique. Ce résultat est important du point de vue méthodologique, car il permet d'interpréter les coefficients estimés comme des effets propres, et non comme des artefacts statistiques liés à une redondance des informations.

Sur le plan théorique, cette indépendance relative est cohérente avec la littérature institutionnelle, qui distingue clairement les mécanismes de gouvernance interne, les réformes structurelles formelles et les contraintes macroéconomiques externes comme des canaux distincts influençant la performance.

c. Cointégration et existence d'un équilibre de long terme

Le test de cointégration aux bornes met en évidence l'existence d'une relation de long terme stable entre la rentabilité financière et ses déterminants. Ce résultat valide l'hypothèse selon laquelle la performance financière de la REGIDESO ne résulte pas uniquement de chocs transitoires, mais s'inscrit dans une trajectoire d'équilibre de long terme façonnée par des facteurs institutionnels et macroéconomiques.

Cette conclusion est en ligne avec les modèles dynamiques de performance des entreprises publiques, qui postulent que les effets des réformes et de la gouvernance s'accumulent progressivement et ne peuvent être pleinement appréhendés dans une perspective strictement statique. Elle justifie également le recours à une modélisation ARDL-ECM, capable de distinguer les ajustements de court terme des relations structurelles de long terme.

d. Effets de court terme : coûts d'ajustement et inertie de la performance

Les résultats du modèle de correction d'erreur montrent que la réforme institutionnelle exerce un effet négatif et significatif à court terme sur la rentabilité financière. Ce résultat confirme les prédictions théoriques des modèles de transition institutionnelle, selon lesquels les réformes

s'accompagnent initialement de coûts d'ajustement : réorganisation interne, restructuration des effectifs, révision des procédures et charges de transition.

L'inertie observée dans la dynamique de la rentabilité financière – avec des effets significatifs des variations passées sur plusieurs années – est cohérente avec les approches évolutionnaires de la firme publique. Ces approches suggèrent que les performances financières tendent à se prolonger dans le temps, en raison de rigidités organisationnelles, de délais d'investissement et de la lenteur des réformes opérationnelles.

L'absence d'effet significatif à court terme de la gouvernance et de la COVID-19 renforce l'idée que les chocs institutionnels et sanitaires n'affectent pas immédiatement la performance financière, une fois contrôlée la dynamique propre du ROE. Cela suggère que leurs impacts se manifestent principalement par des canaux indirects ou différés.

e. Effets de long terme : inflation, réforme et gouvernance

À long terme, l'inflation apparaît comme le déterminant le plus robuste et statistiquement significatif de la rentabilité financière. Ce résultat confirme les prédictions de la théorie macroéconomique appliquée aux entreprises publiques : dans un environnement inflationniste, les coûts augmentent plus rapidement que les recettes lorsque les tarifs sont rigides ou ajustés avec retard, ce qui détériore structurellement la rentabilité.

La réforme institutionnelle présente un effet négatif faiblement significatif à long terme, suggérant que la transformation formelle du cadre institutionnel ne s'est pas traduite par une amélioration durable de la performance financière. Ce résultat rejoint une partie de la littérature critique sur les réformes des entreprises publiques en Afrique, qui souligne que les réformes juridiques et organisationnelles, lorsqu'elles ne sont pas accompagnées d'améliorations effectives de la gestion, de l'autonomie financière et de la discipline budgétaire, produisent des résultats limités.

La gouvernance affiche un coefficient positif mais non significatif, ce qui est conforme à l'idée que son effet est difficile à identifier empiriquement dans des contextes où les indicateurs de gouvernance évoluent lentement et présentent une faible variabilité. Sur le plan théorique, cela ne remet pas en cause le rôle central de la gouvernance, mais suggère que son impact est conditionné par des facteurs complémentaires tels que la capacité managériale, l'environnement réglementaire et la stabilité macroéconomique.

f. Validité économétrique et portée des résultats

Les tests de diagnostic confirment la bonne spécification du modèle et la robustesse des estimations. L'absence d'hétéroscédasticité, la normalité des résidus et la stabilité des paramètres renforcent la crédibilité des résultats et permettent une interprétation économique fiable.

Cependant, comme toute étude empirique, ces résultats doivent être interprétés à la lumière de certaines limites, notamment la taille relativement réduite de l'échantillon et la difficulté à mesurer finement des concepts institutionnels complexes comme la gouvernance. Ces limites ouvrent des perspectives de recherche futures, notamment l'intégration d'indicateurs plus désagrégés ou l'utilisation de méthodes complémentaires.

g. Implications théoriques et conclusion de la discussion

Dans l'ensemble, les résultats empiriques montrent que la performance financière de la REGIDESO est davantage contrainte par l'environnement macroéconomique – en particulier l'inflation – que par les réformes institutionnelles prises isolément. Cette conclusion apporte une contribution importante à la littérature sur les entreprises publiques, en soulignant que les réformes structurelles ne produisent des gains financiers durables que si elles s'inscrivent dans un cadre macroéconomique stable et s'accompagnent d'améliorations effectives de la gouvernance opérationnelle.

Ainsi, l'étude confirme les approches théoriques qui considèrent la performance financière des entreprises publiques comme le résultat d'une interaction complexe entre institutions, politiques publiques et conditions macroéconomiques, plutôt que comme le simple produit de réformes formelles.

CONCLUSION ET RECOMMANDATIONS

Cette étude avait pour objectif d'analyser l'impact des réformes institutionnelles sur la performance financière des entreprises publiques en République Démocratique du Congo, à partir du cas de la REGIDESO. En mobilisant une approche économétrique de type ARDL-ECM appliquée à des données de séries temporelles, l'analyse a permis de distinguer les effets de court et de long terme de la réforme, de la gouvernance et de l'environnement macroéconomique sur la rentabilité financière mesurée par le ROE.

Les résultats empiriques mettent en évidence plusieurs enseignements majeurs. Premièrement, la performance financière de la REGIDESO est caractérisée par une forte instabilité et une inertie marquée, traduisant la persistance des déséquilibres financiers dans le temps. Deuxièmement, la réforme institutionnelle exerce un effet négatif et significatif à court terme, ce qui suggère l'existence de coûts d'ajustement élevés liés à la transition organisationnelle et managériale. À long terme, l'effet de la réforme demeure négatif mais faiblement significatif, indiquant que les transformations institutionnelles entreprises n'ont pas permis d'améliorer durablement la rentabilité financière.

Troisièmement, la gouvernance, bien que théoriquement centrale, n'apparaît pas comme un déterminant statistiquement significatif de la performance financière, ni à court ni à long terme. Ce résultat suggère que les réformes de gouvernance mises en œuvre sont restées en grande partie formelles et n'ont pas suffisamment modifié les pratiques effectives de gestion et de contrôle. Enfin, l'inflation ressort comme le facteur explicatif le plus robuste et le plus significatif de la dégradation de la performance financière à long terme, confirmant le rôle déterminant de la stabilité macroéconomique dans la viabilité financière des entreprises publiques.

Dans l'ensemble, les résultats de cette étude montrent que les réformes des entreprises publiques en RDC, lorsqu'elles sont mises en œuvre dans un contexte d'instabilité macroéconomique et de gouvernance institutionnelle fragile, peinent à produire les effets financiers escomptés. Ces conclusions contribuent à la littérature existante en apportant une évidence empirique rigoureuse sur un cas encore peu étudié et soulignent la nécessité d'une approche intégrée des réformes.

RECOMMANDATIONS SCIENTIFIQUES

Sur le plan scientifique, plusieurs enseignements et pistes de recherche se dégagent de cette étude. Premièrement, les résultats soulignent l'importance de distinguer systématiquement les effets de court et de long terme dans l'évaluation des réformes des entreprises publiques. Les approches statiques ou transversales risquent de sous-estimer les coûts d'ajustement initiaux et de surestimer les gains potentiels.

Deuxièmement, de futures recherches pourraient enrichir l'analyse en intégrant des indicateurs de gouvernance plus fins et plus désagrégés, permettant de mieux capter les mécanismes par lesquels la gouvernance influence la performance financière. L'introduction de variables liées à la qualité du management, à l'autonomie financière ou à la discipline budgétaire pourrait améliorer la puissance explicative des modèles.

Troisièmement, des analyses comparatives portant sur plusieurs entreprises publiques ou sur plusieurs pays d'Afrique subsaharienne permettraient de tester la robustesse des résultats obtenus et de mieux identifier les facteurs contextuels expliquant la réussite ou l'échec des réformes. Enfin, l'utilisation de méthodes complémentaires, telles que les modèles non linéaires ou les approches de rupture structurelle, pourrait permettre de mieux appréhender les changements de régime induits par les réformes.

RECOMMANDATIONS DE POLITIQUE PUBLIQUE

Sur le plan des politiques publiques, les résultats de cette étude appellent plusieurs recommandations majeures. Premièrement, les réformes des entreprises publiques ne devraient pas se limiter à des transformations juridiques ou organisationnelles. Elles doivent être accompagnées de mesures concrètes visant à renforcer la discipline financière, la transparence budgétaire et la responsabilisation des dirigeants.

Deuxièmement, la stabilité macroéconomique apparaît comme une condition indispensable à l'amélioration durable de la performance financière. La maîtrise de l'inflation doit être considérée comme une priorité stratégique, car un environnement inflationniste élevé neutralise les effets positifs potentiels des réformes et fragilise la viabilité financière des entreprises publiques.

Troisièmement, les autorités publiques devraient mettre en place des mécanismes de gouvernance plus effectifs, allant au-delà des réformes formelles. Cela implique un renforcement des organes de contrôle, une clarification des relations entre l'État actionnaire et les dirigeants, ainsi qu'une limitation des interférences politiques dans la gestion opérationnelle.

Quatrièmement, une politique tarifaire cohérente et socialement soutenable est essentielle pour améliorer la rentabilité financière tout en garantissant l'accès aux services essentiels. Des mécanismes d'ajustement tarifaire transparents, combinés à des dispositifs de protection des populations vulnérables, permettraient de concilier viabilité financière et objectifs sociaux.

Enfin, l'État devrait inscrire les réformes des entreprises publiques dans une vision de long terme, fondée sur la cohérence des politiques économiques, la stabilité institutionnelle et l'évaluation régulière des performances.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Aivazian, V., Ge, Y., & Qiu, J. (2005). Corporate governance and manager turnover: An unusual social experiment. *Journal of Banking & Finance*, 29(6), 1459–1481.
- Akerlof, G. A. (1970). The market for “lemons”: Quality uncertainty and the market mechanism. *Quarterly Journal of Economics*, 84(3), 488–500.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297.
- Baltagi, B. H. (2008). *Econometric analysis of panel data* (4th ed.). Wiley.
- Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J., & Hendry, D. (1993). *Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data*. Oxford University Press.
- Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407–443.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2003). Law, endowments, and finance. *Journal of Financial Economics*, 70(2), 137–181.
- Boubakri, N., Cosset, J.-C., & Guedhami, O. (2005). Post-privatization corporate governance. *Journal of Corporate Finance*, 11(5), 747–769.
- Boubakri, N., Cosset, J.-C., & Guedhami, O. (2009). From state to private ownership: Issues from strategic industries. *Journal of Banking & Finance*, 33(2), 367–379.
- Boycko, M., Shleifer, A., & Vishny, R. (1996). A theory of privatisation. *Economic Journal*, 106(435), 309–319.
- Campos, J. E., & Nugent, J. B. (2002). Who is afraid of political instability? *Journal of Development Economics*, 67(1), 157–172.
- Coase, R. (1937). The nature of the firm. *Economica*, 4(16), 386–405.
- Easterly, W., & Levine, R. (1997). Africa’s growth tragedy: Policies and ethnic divisions. *Quarterly Journal of Economics*, 112(4), 1203–1250.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276.
- Fosu, A. K. (2013). Growth of African economies: Productivity, policy syndromes and the importance of institutions. *Journal of African Economies*, 22(4), 523–564.
- Greene, W. H. (2018). *Econometric analysis* (8th ed.). Pearson.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. (2009). *Basic econometrics* (5th ed.). McGraw-Hill.
- Jensen, M. C., & Meckling, W. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305–360.

- Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2011). The worldwide governance indicators. World Bank.
- Kikeri, S., & Nellis, J. (2004). An assessment of privatization. *World Bank Research Observer*, 19(1), 87–118.
- Kydland, F., & Prescott, E. (1977). Rules rather than discretion. *Journal of Political Economy*, 85(3), 473–492.
- Levine, R. (2005). Finance and growth: Theory and evidence. *Handbook of Economic Growth*, 1, 865–934.
- Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407–437.
- Megginson, W., & Netter, J. (2001). From state to market: A survey of empirical studies on privatization. *Journal of Economic Literature*, 39(2), 321–389.
- North, D. (1990). *Institutions, institutional change and economic performance*. Cambridge University Press.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.
- Rodrik, D. (2000). Institutions for high-quality growth. *Studies in Comparative International Development*, 35(3), 3–31.
- Shleifer, A., & Vishny, R. (1994). Politicians and firms. *Quarterly Journal of Economics*, 109(4), 995–1025.
- Stiglitz, J. E. (1998). The role of the state in financial markets. *World Bank Economic Review*, 12(1), 19–52.
- Stiglitz, J. E. (2000). *Economics of the public sector* (3rd ed.). Norton.
- World Bank. (2014). *Corporate governance of state-owned enterprises: A toolkit*. World Bank.
- World Bank. (2020). *Worldwide governance indicators*. World Bank.