

Analyse comparative entre prévision et exécution budgétaire des dépenses sociales au Sud-Kivu (2005-2024) : Une approche économétrique ARDL

Comparative analysis between forecast and budget execution of social expenditures in South-Kivu (2005-2024) : An ARDL Econometric Approach.

BIGIRIMANA AUGUSTIN

Enseignant Chercheur

Centre Interdisciplinaire pour le Développement et l'Education Permanente C.I.D.E.P./BUKAVU
République Démocratique du Congo, R.D.C.

MIDAGU Lucie

Personnel Scientifique

Centre Interdisciplinaire pour le Développement et l'Education Permanente,
C.I.D.E.P/ GOMA

RAFIKI Lucien

Personnel Scientifique

Centre Interdisciplinaire pour le Développement et l'Education Permanente,
C.I.D.E.P/Goma

NAKASUNYU Bénite

Chercheur

Université Catholique de Bukavu, U.C.B

Date de soumission : 09/08/2025

Date d'acceptation : 11/09/2025

Pour citer cet article :

BIGIRIMANA.A. (2025) «Analyse comparative entre prévision et exécution budgétaire des dépenses sociales au Sud-Kivu (2005-2024) : Une approche économétrique ARDL», Revue Française d'Economie et de Gestion «Volume 6 : Numéro 9 » pp : 861 -888.

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

Attribution License 4.0 International License



Résumé

Dans un contexte d'instabilité marqué par la présence de groupes armés et un climat institutionnel tendu entre le gouvernement provincial et l'assemblée provinciale du Sud-Kivu, cette étude analyse l'écart entre les prévisions budgétaires et l'exécution effective des dépenses sociales entre 2005 et 2024. En mobilisant une approche économétrique combinée – tests de racine unitaire ADF, modèle ARDL et modèle VECM –, l'analyse met en lumière des déséquilibres structurels persistants, une faible sensibilité de l'exécution aux prévisions, et des défaillances en matière de gouvernance publique dans les secteurs sociaux. Ces résultats soulignent la nécessité d'une réforme budgétaire adaptée aux réalités locales et d'un renforcement de la redevabilité institutionnelle.

Mots-clés : « Exécution budgétaire ; Dépenses sociales ; ADF ; ARDL ; VECM ».

Abstract

In a context of instability marked by the presence of armed groups and tense relations between the provincial government and assembly in South Kivu, this study investigates the gap between budget forecasts and the actual execution of social expenditures from 2005 to 2024. Using a combined econometric approach - ADF unit root tests, ARDL model, and VECM model - the analysis reveals persistent structural imbalances, weak responsiveness of execution to forecasts, and governance deficiencies in social sectors. These findings point to the need for budget reforms tailored to local realities and stronger institutional accountability.

Keywords: « Budget execution ; Social spending ; ADF ; ARDL ; VECM ».

Introduction

La gestion budgétaire dans les entités décentralisées des pays en développement demeure un enjeu central de la gouvernance publique. En République Démocratique du Congo (RDC), la province du Sud-Kivu offre un terrain d'observation unique : bien qu'elle bénéficie d'un cadre budgétaire formel aligné sur la décentralisation constitutionnelle de 2006, l'écart entre les prévisions budgétaires et leur exécution effective reste structurellement élevé.

Entre 2005-2024, les taux de réalisation y sont restés en moyenne inférieurs à 55 %, particulièrement dans les secteurs sociaux pourtant prioritaires (santé, éducation, salaires). Cette sous-exécution chronique ne peut être comprise sans référence à deux dynamiques contextuelles majeures : d'une part, les conflits armés récurrents affectant de vastes zones du territoire provincial ; d'une autre part, une instabilité institutionnelle latente marquée par des tensions entre l'organe exécutif (le gouvernement provincial) et l'organe délibérant (l'Assemblée provinciale). Ces tensions affectent non seulement l'allocation mais aussi la programmation, la gestion et reddition des finances publiques.

A la lumière de ces contraintes multiformes, la présente étude propose une analyse comparative entre les prévisions et l'exécution budgétaire des dépenses sociales au Sud-Kivu, avec une attention particulière portée aux mécanismes sous-jacents. En combinant une approche théorique de la gouvernance budgétaire à une analyse économétrique fondée sur les tests de racine unitaire (ADF), le modèle ARDL et le VECM, les outils de co-intégration (Bounds Test), les tests de stabilité (CUSUM, CUSUM SQ), la causalité de Granger et les multiplicateurs dynamiques cumulatifs, nous avons cherché à identifier les relations à court et à long terme entre les dépenses budgétaires sociales (I_{budget}) et leurs principaux déterminants structurels (I_{dettes} , $I_{personnel}$, $I_{prestations}$) au sein d'un contexte budgétaire fragile.

La problématique sur l'analyse de la province du Sud-Kivu dans ce contexte, soulève plusieurs interrogations empiriques :

- Existe-t-il une relation de long terme entre le budget global et les postes sociaux essentiels (salaires, prestations, équipement, construction et réhabilitation)?
- Dans quelle mesure les chocs économiques (inflation ; taux de change) perturbent-ils l'exécution ?
- Quelles variables permettent d'expliquer économétriquement la faiblesse de l'exécution sur la période 2005-2024 ?

L'article cherche à répondre à ces interrogations à travers un modèle ARDL, précédé de tests de stationnarité (ADF-Augmented Dicky Fuller) et le cas échéant, complété par un VECM.

Pour conduire cette étude, nous avons mobilisé des données budgétaires provinciales portant sur la période 2005-2024, distinguant les prévisions et l'exécution des dépenses sociales au Sud-Kivu. L'approche économétrique retenue repose sur 3 étapes : d'abord, la vérification de la stationnarité des séries par le test ADF (Augmented Dickey-Fuller) ; ensuite, l'estimation d'un modèle ARDL (Autoregressive Distributed Lag) pour analyser à la fois les dynamiques de court et de long terme ; enfin, la réalisation de tests de robustesse (CUSUM, CUSUMQ, LM, normalité, hétéroscédasticité) afin de confirmer la validité des résultats et la stabilité du modèle. Cette méthodologie permet de tirer des conclusions fiables sur les écarts persistants entre prévisions et exécutions budgétaires.

Le présent article s'organise comme suit :

- La première section présente le cadre conceptuel et la revue de la littérature.
- La deuxième détaille la méthodologie de recherche.
- La troisième expose et discute les résultats empiriques.
- La quatrième propose des recommandations et implications de politique publique.
- Enfin, une conclusion générale résume les principaux enseignements, les limites et ouvre des perspectives de recherche futures.

I. Cadre théorique et revue de littérature

La littérature économique sur la gestion budgétaire met en évidence l'importance de la cohérence entre les prévisions et l'exécution pour garantir l'efficacité de la dépense publique. Dans les contextes où cette cohérence est rompue, on observe généralement une faible performance des politiques sociales, une accumulation de dettes implicites et une perte de confiance des agents économiques.

1.1. Approche théorique de l'exécution budgétaire en contexte fragile

L'exécution budgétaire est l'ensemble des opérations administratives, comptables et politiques qui traduisent les prévisions contenues dans la loi des finances en dépenses effectivement réalisées. Dans une entité comme le Sud-Kivu, cette opération est perturbée par des facteurs institutionnels et sécuritaires. Le cadre théorique de la gouvernance budgétaire en contexte fragile (FMI, Banque mondiale, UNDP) insiste sur le rôle de la capacité de l'Etat, la stabilité politique, et la prévisibilité des ressources.

Selon **M. Nguba Mundala et A. Bigirimana Ruchogeza (2020)**, l'efficacité économique repose non seulement sur les principes microéconomiques classiques (allocation optimale des

ressources, arbitrage inter temporel) mais également sur la régularité des engagements publics, qui doit garantir la soutenabilité des politiques sociales. Lorsque les institutions sont instables, les signaux envoyés aux agents économiques sont incohérents, et cela affecte directement la chaîne d'exécution des dépenses. Quant à **M.MPONGO MBULO (2021)** par l'approche de la modélisation Autorégressive Distributed Lag (ARDL) dans l'Impact du dividende démographique sur la croissance économique en République Démocratique du Congo (RDC), soutient que les pays à revenu plus élevé, le vieillissement serait facteur de la diminution du taux de mortalité de plus âgés comparativement au pays à faible revenu qui serait plutôt expliqué par la baisse de la mortalité infantile. La conjonction de ces deux réalités favorise le vieillissement de la population dans l'hypothèse où les charges sociales ne sont pas assurées convenablement par l'administration publique.

Les études économétriques récentes confortent l'intérêt d'utiliser des modèles dynamiques comme l'approche ADL pour examiner les déséquilibres budgétaires. Ainsi, **EL Majidi (2024)**, en analysant l'impact du taux de change réel sur la volatilité de la croissance économique au Maroc, mobilise l'ARDL et le test Co intégration à court et long terme, justifiant ainsi leur usage dans les contextes instables tels que celui du Sud-Kivu. De même, les travaux de **Fofana (2020)** sur la direction du budget du Mali montrent que l'appropriation stratégique des outils de prévision et d'exécution budgétaire demeure cruciale dans les pays aux marges de la gouvernance institutionnelle.

Sur le plan de la gouvernance budgétaire, **Félix Kisanga et Papy Isango (2024)** insistent sur l'importance de la cohérence des prévisions budgétaires à travers le **Cadre Budgétaire à Moyen Terme (CBMT)**, ainsi que sur l'encadrement rigoureux des opérations financières provinciales. Ils recommandent l'usage obligatoire de l'encodage à 28 digits dans la gestion budgétaire du Sud-Kivu pour éviter la confusion et prévenir l'exécution de dépenses non programmées. Cette préoccupation rejoint l'analyse de **Christian Bechon**, qui, en évoquant « la maladie de la dette » dans les finances publiques françaises en 1994, pointe le caractère chronique et auto-répliatif de l'endettement étatique. Dans une perspective voisine, mais comme une décision politique, oscillant entre fatalité imposée et héroïsme revendiqué, où les discours sur la faillite de l'Etat masquent les arbitrages idéologiques opérés. A cela s'ajoute la réflexion de **Durand (2015)** sur le capital fictif, qui propose une lecture critique de la dette comme instrument d'appropriation anticipée de l'avenir. La question de la dette sociale constitue une dimension spécifique de la problématique budgétaire. **Hoyrun (2022)** démontre que les arriérés de paiement publics affectent directement la santé mentale des bénéficiaires –

induisant désespoir, anxiété, dépression – soulignant ainsi l’urgence d’une exécution budgétaire rigoureuse dans le secteur social. Cette vision subjective de l’endettement est prolongée par **Mai Lien Nguyen (2022)**, qui recommande d’enrichir l’analyse de la fragilité financière en combinant critères objectifs (incidents de paiement, faibles revenus) et critères **subjectifs**, tels que le **déséquilibre perçu** par les ménages. De même, **Dr Dieudonné Gahungu et Dr Salomon Nsabimana**, dans leur étude sur le **Burundi (2005-2012)**, soulignent que la gestion des **créances en souffrance** sur l’Etat représente un enjeu crucial de gouvernance, tout comme dans le Sud-Kivu, où la dette sociale s’alimente de retards persistants.

Dans un registre plus institutionnel, **Isabelle Vacarie (2022)** rappelle que la dette de la sécurité sociale repose sur le principe de la solidarité nationale, puisque mis à mal dans les zones en crise où l’exécution budgétaire est désarticulée. Enfin, les travaux de **Burricand (2000)** sur les générations vieillissantes, sont exposés à des régimes fragilisés.

1.2. Revue des contributions empiriques

Des travaux récents (OCDE, 2020 ; African Development Bank, 2020) montrent que l’exécution en Afrique subsaharienne est souvent inférieure à 70% dans les dépenses sociales. En RDC, des études internes sur les **Lois de finances (2006-2024)** et les **instructions budgétaires** ministérielles relèvent des taux de sous-exécutions chroniques, particulièrement dans les postes de rémunération et de fonctionnement des services sociaux.

Du point de vue de la comptabilité publique, **Parienté et Martinez (2020)** soulignent que le déséquilibre entre prévision et réalisation constitue un indicateur précoce de désajustement budgétaire, surtout lorsque les retards de paiement s’accumulent et alimentent une dette sociale implicite, notamment à l’égard du personnel arrivé en fin de carrière sans indemnités liquidées.

2. Méthodologie de recherche

2.1. Description des données

L’étude repose sur une base de données originale constituée à partir des lois des finances et des notes circulaires relatives à l’élaboration des prévisions budgétaires entre 2005 et 2024. Après nettoyage, 20 observations annuelles ont été retenues. Les variables étant constituées en milliers des milliards des Francs congolais, considérés comme monnaie nationale, la première étape a consisté à faire une conversion en dollars américains (USD) au taux échelonné et plus tard exprimées en logarithmes naturels (à l’exception de l’inflation), ce qui permet de lisser la variance afin d’interpréter les coefficients comme des élasticités.

Le tableau n°1 : Répartition des charges retenues dans le budget global

année	IBudget	IDette	IFrais_fin	IPersonnel	IBien	IPrestation	IEquipemnt	IConstruc	inf	ITc
2005	6,4888	4,0979	3,0491	5,7561	4,8909	5,4609	4,8527	5,5955	3,9944	2,6015
2006	6,5712	4,1923	4,1917	6,1092	5,4770	5,8620	4,8651	6,0011	21,3168	2,6757
2007	6,8969	4,5060	3,4572	6,1642	5,5680	5,9926	5,3278	5,8316	13,0527	2,6705
2008	7,6205	6,4735	4,4742	6,5021	5,8660	5,8572	5,6007	5,8103	16,9451	2,7133
2009	7,7078	5,1325	4,3466	6,4677	6,5592	6,6989	6,4532	7,3642	17,3014	2,7476
2010	7,5729	4,7496	3,3189	7,0898	5,6114	5,3217	5,6275	6,3835	2,8000	2,9084
2011	8,1530	5,0047	4,2885	7,5311	6,4086	6,9760	6,6041	7,3594	7,1000	2,9571
2012	8,0666	5,0003	4,2820	7,3369	5,7216	6,3386	4,4709	5,6738	15,3165	2,9635
2013	8,1208	6,2192	5,3829	6,0353	6,2643	6,8601	6,6637	7,7499	9,7218	2,9637
2014	8,1709	7,2220	5,3830	7,4106	6,4119	6,9192	6,5306	7,7658	0,8082	2,9636
2015	8,2083	6,2164	5,4011	7,6571	6,6324	6,9444	7,5109	7,5595	1,2430	2,9662
2016	8,0818	6,6907	-11,0000	7,6805	6,4503	6,9707	6,6587	7,4234	0,7442	2,9666
2017	7,9519	6,3772	-11,0000	7,6180	6,0772	6,7014	6,1030	7,2678	3,2000	3,0045
2018	8,0019	6,5660	-11,0000	7,6282	6,4417	6,7857	6,3168	7,3801	35,7000	3,1657
2019	8,0502	6,6810	-11,0000	7,6469	6,3051	6,8273	6,5914	7,4073	29,3000	3,2102
2020	8,2487	6,8618	-11,0000	7,7759	6,3823	6,8473	5,7854	7,7188	4,7000	3,2169
2021	8,1742	6,6997	5,4576	7,7834	6,4654	6,9000	6,6950	7,4850	11,4000	3,2674
2022	8,3044	6,7237	5,5941	7,8897	6,3878	6,8351	6,9170	7,7746	9,0000	3,2987
2023	8,3874	6,6623	5,4323	8,0548	6,2800	6,9146	7,2488	7,7606	9,3000	3,3047
2024	8,3105	6,7895	-11,0000	7,9410	9,3625	6,9022	7,2249	7,6834	19,9000	3,4263

Source : Ministère Provincial du Budget, plan et Promotion des investissements Sud-Kivu et compilation élaborée par BIGIRIMANA Augustin après collecte des données.

2.2.Méthodologie économétrique

La présente étude adopte une approche de modélisation en régression autorégressive à retards distribués (ARDL) afin d'analyser la relation entre le budget global exécuté (en logarithme) et plusieurs composantes de la dépense publique sociale, à savoir :

- Les dépenses en dettes publiques (LDETTE),
- Les dépenses du personnel (LPERSONNEL),
- Les prestations sociales (LPRESTATIONS),
- Les investissements en construction et réhabilitation (LCONTRUC_REH),
- D'autres postes significatifs comme les biens et matériels (LBIENS),
- Les biens d'équipement (LEQUIPEMENT), etc.

Le modèle ARDL permet de capturer à la fois les effets dynamiques à court terme et les relations d'équilibre à long terme, même si les variables sont intégrées d'ordre différent, à condition qu'aucune ne soit I(2).

Avant l'estimation, les statistiques descriptives ont été réalisées pour faire une présomption sur la stationnarité des variables sous étude et à l'issue desquelles des tests de racine unitaire ADF ont été appliqués pour s'assurer que les séries sont d'ordre 0 ou différenciées à niveau 1 ou 2. Mais avant d'y parvenir, il faut l'accessibilité aux 3 modalités de validation du modèle ARDL : le test de normalité, le test LM (autocorrélation des erreurs) et le test d'hétéroscédasticité. Ces tests permettent de s'assurer que les résidus (ou erreurs) du modèle sont bien conformes aux hypothèses classiques de la régression linéaire, ce qui renforce la robustesse de notre analyse. Ainsi, nous allons vérifier la stationnarité de toutes les variables en nous basant sur leurs statistiques descriptives afin de tester la p-value de Fisher au seuil de 5%. Une série de données est dite stationnaire si elle provient d'un phénomène dont les caractéristiques sont indépendantes du temps.

Afin de vérifier la stationnarité de la moyenne d'une série de temps par les tests de racine unitaire (ADF), on a le choix d'utiliser deux types de tests: les tests paramétriques et les tests non paramétriques. Les tests paramétriques sont effectués en considérant que la statistique du test est distribuée selon une fonction de distribution bien définie.

Généralement ces modèles dépendent de paramètres inconnus (moyenne, écart-type, autocorrélation, etc.). L'estimation de ces paramètres est basée sur l'exploitation de séries de données recueillies pendant des périodes plus ou moins longues à partir des sites d'intérêt du réseau. De telles estimations constituent ce que l'on appelle habituellement des intrants des modèles de planification, en ce sens que c'est sont eux qui rendent opérationnels de tels modèles et la qualité de ces estimations est très importante.

2.3. Test de stationnarité (ADF)

Afin d'éviter les régressions fallacieuses, nous avons appliqué le test Augmented Dickey-Fuller sur chaque variable pour déterminer leur ordre d'intégration (I(0) ou I(1)). Le modèle ARDL n'est appréciable que si une variable n'est intégrée d'ordre deux (I(2)). Il fonctionne à base de la table à comparer aux résultats statistiques. On peut alors avoir recours à des tests non paramétriques, qui permettent de s'affranchir de l'hypothèse de normalité, en fondant l'analyse exclusivement sur les rangs des observations. L'avantage de ces tests est que l'on ne doit poser aucune hypothèse sur la distribution des données et que l'on peut très souvent effectuer quand même le test même avec un nombre limité de données (Klaus Wiebe, 1997).

Figure n°1 : Statistiques descriptives des variables budget, dettes, personnel et prestations

Date: 08/05/25 Time: 05:10
Sample: 2005 2024

	LBUDGET	LDETTE	LPESONNEL	LPRESTATI
Mean	7.854442	5.943316	7.203926	6.545795
Median	8.074216	6.425336	7.574552	6.831219
Maximum	8.387398	7.221987	8.054771	6.976020
Minimum	6.488836	4.097855	5.756104	5.321692
Std. Dev.	0.566057	1.010304	0.737588	0.536882
Skewness	-1.485697	-0.651352	-0.754977	-1.185690
Kurtosis	3.931094	1.863519	2.034272	2.912317
Jarque-Bera Probability	8.080099 0.017597	2.490521 0.287866	2.677161 0.262218	4.692612 0.095722
Sum	157.0888	118.8663	144.0785	130.9159
Sum Sq. Dev.	6.087994	19.39358	10.33669	5.476604
Observations	20	20	20	20

Source : application Eviews 13.1 à partir du test de Jarque Bera

Dans le cas précis, sur les 4 variables choisies pour tester le modèle, la p value de la variable lbudget est inférieurs au seuil de significativité de 5%, elle n'est pas concernée par le test de ADF. Après avoir effectué toutes les étapes exigées par le Test de ADF, nous sommes passés à la phase de vérification.

Au vue des statistiques descriptives présentées ci-haut pour toutes les variables, il est très capital de connaitre les différentes caractéristiques des séries temporelles et pour que les analyses soient bien menées, il faut savoir les variables qui sont stationnaires intégrées d'ordre 0 ou stationnaire à niveau.

Après avoir effectué toutes les étapes exigées par le Test de ADF, nous sommes passés à la phase de vérification.

Figure n°2 : Test de la racine unitaire de Augmented – Dickey – Fuller

Interprétation : le cas illustratif, présente la variable lpersonnel qui a été vérifiée par le test d’Augmented Dickey – Fuller pour la stationnarité et dont la p – value devient inférieur au seuil de 5%.

Null Hypothesis: LPESONNEL has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.409741	0.0814
Test critical values:		
1% level	-4.571559	
5% level	-3.690814	
10% level	-3.286909	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
 Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 18

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LPESONNEL)
 Method: Least Squares
 Date: 08/05/25 Time: 05:20
 Sample (adjusted): 2007 2024
 Included observations: 18 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPESONNEL(-1)	-1.158029	0.339624	-3.409741	0.0042
D(LPESONNEL(-1))	0.252770	0.248985	1.015199	0.3272
C	7.252058	2.056165	3.526983	0.0034
@TREND("2005")	0.114811	0.041466	2.768782	0.0151
R-squared	0.509564	Mean dependent var		0.101765
Adjusted R-squared	0.404470	S.D. dependent var		0.501219
S.E. of regression	0.386794	Akaike info criterion		1.131279
Sum squared resid	2.094530	Schwarz criterion		1.329139
Log likelihood	-6.181509	Hannan-Quinn criter.		1.158561
F-statistic	4.848672	Durbin-Watson stat		2.042413
Prob(F-statistic)	0.016185			

Source: Application Eviews du Test unitaire ADF

Ensuite, après avoir passé par l’équation de Trend selon le test unitaire Augmented Dickey Fuller, les variables explicatives sont significatives mais intégrée d’ordre 0 et 1.

2.4.Modèle ARDL

2.4.1. Test de Normalité

L'objectif, c'est de vérifier si les résidus du modèle suivent une distribution normale, ce qui est une hypothèse cruciale pour la validité des tests (t-Student, F de Fisher, etc.).

Le plus souvent, on utilise le test de Jarque-Bera (JB). :

- Hypothèse nulle (H_0) : les résidus sont distribués normalement.
- Hypothèse alternative (H_1) : les résidus ne sont pas distribués normalement.

Il repose sur deux paramètres : l'asymétrie (skewness) et l'aplatissement (kurtosis) de la distribution des erreurs.

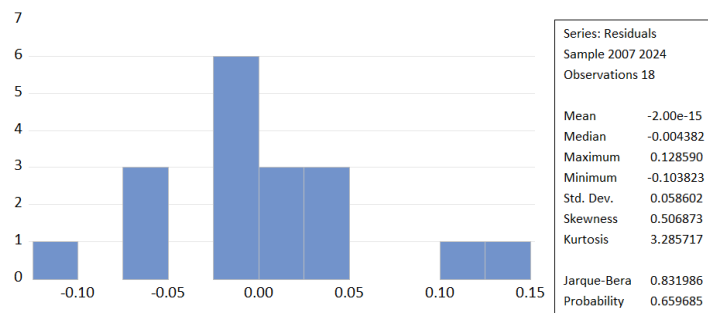
$$JB = \frac{n}{6} \left(S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right)$$

- N est la taille de l'échantillon,
- S est le coefficient d'asymétrie (skewness),
- K est le coefficient d'aplatissement (kurtosis).

Sous l'hypothèse nulle de normalité, la statistique JB suit une loi χ^2 à deux degrés de liberté.

Si la probabilité est supérieure à 5%, on accepte l'hypothèse de normalité.

Figure n°3 : Vérification de la Normalité



Source: Application Eviews 13.1 sur le Test de Jarque Bera

La probabilité attribuée à Jarque-Bera de 0,65965 est largement supérieur au seuil de significativité de 5%. Nous concluons les résidus sont normalement distribués. Autrement dit le modèle sous étude capture bien la relation sous-jacente entre les variables. La distribution des erreurs ou des différences entre les valeurs observées et les valeurs prédites du modèle statistique sous étude suit une courbe en forme de cloche appelée distribution normale.

2.4.2. Test d'absence de corrélation sérielle (LM de Breusch - Godfrey)

Il s'agit de tester si les résidus sont auto corrélés, c'est-à-dire si les erreurs actuelles dépendent des erreurs passées.

Etape 1 : on part du modèle estimé (ARDL par exemple), dont on extrait les résidus \hat{u}_t

Etape 2 : on ré-estime une régression auxiliaire :

$$\hat{u}_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \hat{u}_{t-i} + \sum \beta_j X_{jt} + \varepsilon_t$$

Etape 3 :

On calcule le coefficient de détermination R^2 de cette régression.

Etape 4 :

On obtient la statistique du test :

$$LM = n \cdot R^2$$

Si $LM < \chi^2_{critique}$, on accepte l'hypothèse nulle, pas d'auto corrélation.

Ce test examine si les erreurs du modèle sont auto corrélées (corrélées à elles-mêmes dans le temps), ce qui violerait l'une des hypothèses de Gauss – Markov. La version classique repose sur la régression suivante :

$$LM = n \times R^2$$

Avec n = taille de l'échantillon

R^2 = coefficient de détermination de la régression auxiliaire.

Si $p > 5\%$, H_0 n'est pas rejetée : pas d'autocorrélation des erreurs.

Par contre si $p < 5\%$, il y a autocorrélation des erreurs.

Les différentes probabilités de toutes les variables attribuées à Breusch-Godfrey montrent qu'il y a absence d'autocorrélation. La probabilité de la statistique de Fisher de 0,6793 est supérieure au seuil de 5%.

Figure n°4 : Vérification d'absence de corrélation par LM Test (Eviews 13)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	0.412673	Prob. F(2,6)	0.6793
Obs*R-squared	2.176627	Prob. Chi-Square(2)	0.3368

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Date: 08/05/25 Time: 05:59

Sample (adjusted): 2007 2024

Included observations: 18 after adjustments

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LBUDGET(-1)	0.033012	0.129771	0.254383	0.8077
LDETTE	0.010066	0.055815	0.180346	0.8628
LDETTE(-1)	-0.008498	0.052777	-0.161013	0.8774
LDETTE(-2)	-0.003710	0.051192	-0.072467	0.9446
LPESONNEL	0.008388	0.067311	0.124619	0.9049
LPESONNEL(-1)	0.001219	0.074236	0.016425	0.9874
LPESONNEL(-2)	-0.010820	0.072253	-0.149756	0.8859
LPRESTATIONS	-0.001645	0.116147	-0.014162	0.9892
LPRESTATIONS(-1)	-0.008682	0.106886	-0.081228	0.9379
C	-0.172326	0.630031	-0.273520	0.7936
RESID(-1)	-0.445212	0.490198	-0.908228	0.3988
RESID(-2)	-0.144375	0.482833	-0.299017	0.7750

R-squared	0.120924	Mean dependent var	-2.00E-15
Adjusted R-squared	-1.490716	S.D. dependent var	0.058602
S.E. of regression	0.092485	Akaike info criterion	-1.688821
Sum squared resid	0.051321	Schwarz criterion	-1.095240
Log likelihood	27.19939	Hannan-Quinn criter.	-1.606975
F-statistic	0.075031	Durbin-Watson stat	1.836630
Prob(F-statistic)	0.999823		

Source: Application Eviews sur le LM Test d'absence de corrélation

Ce test est bon pour le modèle qui est sous étude et remplit la deuxième modalité pour nous permettre de valider le modèle proprement dit.

2.4.3. Le Test d'homoscédasticité (ARCH ou White)

L'objectif c'est de vérifier si la variance des erreurs est constante (homoscédasticité), ce qui est crucial pour des estimateurs efficaces.

Démonstration de Breusch – Pagan :

- Etape 1 :

Estimer le modèle et extraire les résidus \hat{u}_t , puis calculer \hat{u}_t^2 (les erreurs au carré),

- Etape 2 :

On estime la régression auxiliaire :

$$\hat{u}_t^2 = \gamma_0 + \sum \gamma_{jt} + v_t$$

- Etape 3 :

Statistique :

BP = n. R²

Variante White : Inclut aussi les carrés et produits croisés des régresseurs (permet de détecter des formes non linéaires d'hétéroscédasticité).

Figure n°5 : Vérification de l'homoscédasticité par le test de Breusch-Pagan-Godfrey)

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey				
Null hypothesis: Homoskedasticity				
F-statistic	0.567280	Prob. F(9,8)	0.7922	
Obs*R-squared	7.012262	Prob. Chi-Square(9)	0.6358	
Scaled explained SS	1.583017	Prob. Chi-Square(9)	0.9965	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 08/05/25 Time: 06:01				
Sample (adjusted): 2007 2024				
Included observations: 18 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.006107	0.036770	-0.166077	0.8722
LBUDGET(-1)	-0.003634	0.007698	-0.472068	0.6495
LDETTE	0.001030	0.003374	0.305315	0.7679
LDETTE(-1)	0.001251	0.003227	0.387700	0.7083
LDETTE(-2)	0.000630	0.003141	0.200584	0.8460
LPESONNEL	0.000340	0.004142	0.082076	0.9366
LPESONNEL(-1)	0.002586	0.004555	0.567651	0.5858
LPESONNEL(-2)	0.001994	0.004371	0.456265	0.6603
LPRESTATIONS	-0.001472	0.007202	-0.204454	0.8431
LPRESTATIONS(-1)	-0.000772	0.006603	-0.116905	0.9098
R-squared	0.389570	Mean dependent var	0.003243	
Adjusted R-squared	-0.297164	S.D. dependent var	0.005046	
S.E. of regression	0.005747	Akaike info criterion	-7.180220	
Sum squared resid	0.000264	Schwarz criterion	-6.685569	
Log likelihood	74.62198	Hannan-Quinn criter.	-7.112015	
F-statistic	0.567280	Durbin-Watson stat	2.466388	
Prob(F-statistic)	0.792168			

Source: Application Eviews 13.1 pour analyse du Test d'hétéroscédasticité de Beusch_Pagan_Godfrey

Etant donné que la probabilité attribuée à la statistique de Fisher est largement supérieur au seuil de significativité, qui est de $0,7922 >$ au seuil de 5%, nous pouvons conclure qu'il y a Homoscédasticité, et dans ce cas-ci, la première modalité du modèle est validée.

Etant donné que le R^2 est de 0,3822, cela revient à dire qu'il y a une présomption que les charges du personnel, les dettes et les prestations sont exécutées à une hauteur de 38,22% dans le budget de la Province (Cfr tableau ci-haut de Heteroskedasticity Test Breusch-Pagan-Godfrey avec l'hypothèse nulle acceptés).

2.4.4. Spécification et estimation du modèle ARDL

Dans une relation dynamique à court terme et à long terme, en employant le modèle d'estimation ARDL et du test de cointégration aux bornes, il existe une forte relation d'autocorrélation et ses valeurs de retard 1 et 2 (**Gouloungou-Mpira, Khadidja ,2022**)

Le modèle Auto-regressive Distributed Lag (ARDL) permet d'estimer la relation entre une variable dépendante (ici lbudget) et un ensemble de variables significatives avec des retards distincts.

Figure n°6 : Démonstration du Modèle Auto régressive Distributed Lag

Dependent Variable: LBUDGET
 Method: ARDL
 Date: 07/30/25 Time: 20:41
 Sample: 2007 2024
 Included observations: 18
 Dependent lags: 1 (Automatic)
 Automatic-lag linear regressors (2 max. lags): LDETTE LPESONNEL
 LPRESTATIONS
 Deterministics: Restricted constant and no trend (Case 2)
 Model selection method: Akaike info criterion (AIC)
 Number of models evaluated: 27
 Selected model: ARDL(1,2,2,1)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LBUDGET(-1)	0.876692	0.114430	7.661356	0.0001
LDETTE	0.245731	0.050153	4.899655	0.0012
LDETTE(-1)	-0.075624	0.047976	-1.576301	0.1536
LDETTE(-2)	-0.097036	0.046686	-2.078496	0.0713
LPESONNEL	0.199044	0.061578	3.232398	0.0120
LPESONNEL(-1)	0.148419	0.067718	2.191731	0.0598
LPESONNEL(-2)	-0.133878	0.064976	-2.060418	0.0733
LPRESTATIONS	-0.151624	0.107053	-1.416351	0.1944
LPRESTATIONS(-1)	-0.398747	0.098149	-4.062654	0.0036
C	2.632982	0.546596	4.817053	0.0013
R-squared	0.973300	Mean dependent var	8.001603	
Adjusted R-squared	0.943262	S.D. dependent var	0.358632	
S.E. of regression	0.085426	Akaike info criterion	-1.782160	
Sum squared resid	0.058380	Schwarz criterion	-1.287509	
Log likelihood	26.03944	Hannan-Quinn criter.	-1.713954	
F-statistic	32.40225	Durbin-Watson stat	2.362406	
Prob(F-statistic)	0.000024			

*Note: p-values and any subsequent test results do not account for model selection.

Source: Application Eviews 13.1 sur le Test d'auto régression à retard échelonné

Le critère de sélection des retards a été automatisé via Schwarz Bayesian Criterion (SBC), donnant un modèle de type ARDL (1, 2, 2,1) avec la forme du modèle à correction (ECM) :

$$\Delta Lbudget_t = \alpha + \lambda \cdot [Lbudget_{t-1} - \delta_1 \cdot lconstruc_reh_{t-1} - \delta_2 \cdot lbien_{t-1} - \delta_3 \cdot ldette_{t-1} - \delta_4 \cdot lequipemt_{t-1} - \delta_5 \cdot lfrais_{fin}_{t-1} - \delta_6 \cdot lpersonnel_{t-1} - \delta_7 \cdot lprestation_{t-1} - \delta_8 \cdot ltc_{t-1}] + \sum \beta_i \cdot \Delta \chi_{it} + \varepsilon_t$$

Explication

- $\Delta Lbudget_t$: Variation du logarithme du budget à la période t
- Le terme entre crochets [,] est l'équation de long terme
- λ est le coefficient d'ajustement (doit être négatif si la relation de long terme est stable)
- $\delta_1 \dots \dots \delta_9$ sont des coefficients de long terme

- Le reste du modèle ($\beta_i \Delta \chi_{it}$) représente les effets de court terme.

Nous avons estimé un modèle ARDL où le budget exécuté est régressé sur ses propres valeurs passées et sur les retards des principales composantes des dépenses sociales. Le choix des retards a été guidé par les critères d'information (A/C), afin de capturer à la fois les effets contemporains et ceux retardés des décisions budgétaires, tout en respectant la contrainte de la taille de l'échantillon.

3. Interprétations économiques des résultats du modèle ARDL (1, 2, 2,1.)

Le modèle ARDL estimé permet de distinguer les effets à court terme et à long terme des variables explicatives sur le niveau des dépenses budgétaires (LBUDGET). Les coefficients obtenus donnent lieu à des interprétations économiques pertinentes, en lien avec la structure des finances publiques dans la province du Sud-Kivu entre 2005 et 2024.

3.1.Effets de la dette provinciale (ldette)

A court terme, la variable ldette a un effet direct positif mais modéré sur lbudget au premier décalage (+0,245). Ce qui suggère que l'endettement est utilisé comme levier pour financer certaines dépenses. Toutefois, les coefficients aux retards 1 et 2 deviennent négatifs (-0,075 et -0,097), traduisant une charge croissante de la dette, qui finit par freiner la capacité budgétaire de la province.

A long terme, la relation n'est pas durablement expansive. Cela révèle une faible soutenabilité de l'endettement public, en raison de son inadéquation avec la logique d'investissement où l'effet initial d'un emprunt sur les dépenses sociales s'estompe et devient même contre-productif.

Interprétation : Cela reflète une gestion de la dette orientée vers des besoins urgents ou de trésorerie, sans impact structurel sur les investissements sociaux ou les infrastructures durables.

3.1.1. Effets de la masse salariale (lpersonnel)

A court terme, l'impact est positif au niveau courant (+0,199), puis devient négatif au second retard (-0,133). Cela traduit un effet d'inertie budgétaire, l'augmentation des rémunérations influence immédiatement les dépenses, mais engendre ensuite des ajustements ou des compressions.

A long terme, l'effet global reste légèrement positif mais peu significatif. Cela pourrait refléter la rigidité de la masse salariale, qui absorbe une part importante du budget sans pour autant engendrer des effets multiplicateurs sur l'économie locale ni d'amélioration perceptible de la qualité des services publics.

Interprétation : Le poids de la masse salariale représente un facteur structurel d'inflexibilité budgétaire, souvent associé à des dépenses récurrentes prioritaires mais peu réductibles, en lien avec la gouvernance administrative de la province.

Bien que l'endettement public augmente, les obligations sociales élémentaires ne sont pas honorées. Les agents publics admis à la retraite partent sans indemnités de sortie, et les droits sociaux sont souvent impayés. Cela constitue une contradiction structurelle : l'endettement n'est pas orienté vers le financement des dépenses sociales prioritaires.

L'analyse «économétrique le montre : l'effet de la dette est temporairement positif, mais devient négatif à long terme, illustrant un endettement qui assèche les marges budgétaires sans produire de retour social ou économique significatif. L'endettement ne joue donc pas son rôle de soutien au développement social, mais contribue plutôt à accentuer les rigidités et à diluer la responsabilité publique.

3.1.2. Effets des prestations sociales (Iprestations)

A court terme, les effets sont négatifs dès le niveau courant (-0,151) et s'accroissent au premier décalage (-0,398), ce qui indique que les prestations sociales n'ont pas l'effet expansif sur le budget mais au contraire contribuent à la contraction de la marge de manœuvre, elles ne sont pas sources d'expansion budgétaire.

A long terme, l'effet demeure négatif, ce qui peut être interprété comme une incapacité à encaisser ces prestations dans une logique de développement soutenable et traduisant ainsi une absence d'ancrage durable dans la planification publique. Elles restent souvent non planifiées. Financées de manière ponctuelle, ou soumises à des arbitrages défavorables.

Interprétation : Cela souligne une faible institutionnalisation des dépenses sociales dans la logique budgétaire, et une tension constante entre besoins sociaux croissants et capacité réelle de financement.

3.1.3. Rôle de constante du modèle (c = 2,633)

La constante du modèle est positive et significative de dynamique des variables explicatives, un socle budgétaire reste actif. Ce niveau peut représenter des engagements récurrents, des dépenses fixes ou des transferts automatiques. Cela peut inclure des dépenses incompressibles ou institutionnelles, peu sensibles à la variation d'autres variables.

Conclusion interprétative

Le modèle ARDL met en évidence les tensions structurelles du système budgétaire de la Province du Sud-Kivu : une dépendance fragile à l'endettement avec des effets positifs de court terme mais négatifs de long terme, une masse salariale rigide qui structure les dépenses, sans

réelle flexibilité ni effet de levier, des prestations sociales marginalisées et des droits sociaux non honorés.

Cela soulève une contradiction majeure : l'endettement augmente, mais les obligations sociales fondamentales ne sont pas respectées. L'incohérence entre les flux budgétaires et les engagements sociaux appelle à des réformes de gouvernance budgétaire, notamment en matière de transparence à une priorisation des dépenses sociales, et à une redevabilité accrue dans l'usage de la dette publique.

En approfondissant l'analyse, il convient de relever une contradiction structurelle bien que l'endettement public (interne et externe) augmente sur la période étudiée, les obligations sociales élémentaires ne sont pas honorées, notamment :

L'**absence de liquidation des dettes sociales** dues aux agents publics admis à la retraite, qui partent sans indemnités de sortie ;

Le **non-paiement régulier de la prime permanente et des droits sociaux** (per exemple, dans le secteur de l'enseignement, de la santé ou de l'administration provinciale) ;

Une **accumulation des arriérés sociaux** dans un contexte où la dette publique semble financer d'autres lignes budgétaires autre que le bien-être collectif.

Cela suggère que l'endettement ne finance **ni les prestations sociales effectives**, ni les **droits sociaux dus**, ce qui est en contradiction avec la logique attendue d'un budget socialement orienté.

3.2.Liens avec les résultats du modèle ADL

Les résultats économétriques confortent cette lecture :

L'effet **positif de la dette est temporaire**, puis devient **négatif à long terme**, montrant que l'endettement pèse sur les finances sans générer de rendement social ;

Les prestations sociales ont un impact négatif, ce qui peut être interprété comme **un signal de compression ou de marginalisation budgétaire des fonctions sociales**, au profit d'autres dépenses parfois opaques ou clientélistes.

Conclusion approfondie

Nous sommes donc en présence d'un **paradoxe budgétaire** :

Le recours à l'endettement augmente, mais les engagements sociaux pourtant prioritaires **ne sont pas respectés**. Cela soulève des **questions de gouvernance, d'affectation des ressources** et de **priorisation des dépenses**.

L'analyse économétrique montre alors une **cohérence technique** mais une **incohérence politique et sociale** que seule la réforme profonde du système de gestion budgétaire pourrait résoudre.

3.3. Test de causalité de Granger

Dans le but de prouver la validité de notre modèle ARDL, il est impérieux de passer également par le Test de Granger. Ce test cherche à savoir si les valeurs passées d'une variable aident à prédire une autre variable. On dit alors que « cause » au sens de Granger, si l'ajout des retards l'améliore.

Figure n°7 : Vérification du Test de la causalité de Granger (Eviews 13)

Pairwise Granger Causality Tests
 Date: 08/01/25 Time: 04:24
 Sample: 2005 2024
 Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LDETTE does not Granger Cause LBUDGET	18	0.46444	0.6385
LBUDGET does not Granger Cause LDETTE		1.16123	0.3436
LPESONNEL does not Granger Cause LBUDGET	18	0.09571	0.9094
LBUDGET does not Granger Cause LPESONNEL		1.17649	0.3391
LPRESTATIONS does not Granger Cause LBUDGET	18	2.85053	0.0941
LBUDGET does not Granger Cause LPRESTATIONS		3.06753	0.0810
LPESONNEL does not Granger Cause LDETTE	18	4.27454	0.0374
LDETTE does not Granger Cause LPESONNEL		4.02222	0.0437
LPRESTATIONS does not Granger Cause LDETTE	18	5.47684	0.0188
LDETTE does not Granger Cause LPRESTATIONS		3.62608	0.0560
LPRESTATIONS does not Granger Cause LPESONNEL	18	1.08165	0.3677
LPESONNEL does not Granger Cause LPRESTATIONS		0.46179	0.6401

Source: Application Eviews 13.1 sur le test de Granger

Dans le tableau de Pairwise Granger Causality Tests, nous trouvons 2 cas de figure possibles : Ldette ne cause pas Lbudget et Lbudget ne cause pas lldette : aucune causalité détectée à court terme (au sens de Granger). il y a une présomption que les deux variables ne justifient pas le seuil de significativité du modèle. Cela signifie qu'il n'y a pas de lien prévisionnel direct entre

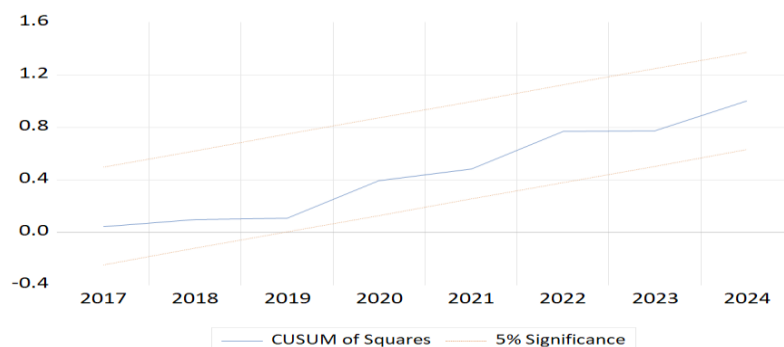
leurs séries passées. Mais cela ne veut pas dire qu'elles sont indépendantes économiquement ou structurellement. Plusieurs raisons peuvent expliquer cette situation : Le lien entre les variables est de long terme pas de court terme (le test de Granger porte sur le court terme), Il existe une variable tierce non incluse qui influence les deux, Les séries sont non stationnaires ou mal spécifiées dans le test. Lprestation cause Lbudget et Lbudget cause Lprestations : les valeurs passées de la dette améliorent le budget et vice versa. Les deux variables sont statistiquement significatifs au seuil de 10%, il y a une présomption que ce modèle soit bon. Les deux variables se causent mutuellement : on parle de causalité bidirectionnelle ou encore de l'interdépendance dynamique. Cela signifie que chacune de ces deux variables contient de l'information utile pour prédire l'autre. En résumé, nous pouvons nous retrouver dans une situation où une variable A cause B mais pas l'inverse, nous assistons dans ce cas-là à une relation unidirectionnelle. Une de deux variables est significative : il se pourrait dans ces conditions-là qu'il y a une cause dominante ou un effet asymétrique.

3.4. Test de stabilité structurelle

3.4.1. Cusum et Cusum Sq

Le test de Cusum (Cumulative Sum of Recursive Residuals) permet d'examiner la stabilité des coefficients du modèle (comme ceux de l'ARDL) sur toute la période d'étude. Il produit un graphe avec : Une courbe bleu centrale (somme cumulée des résidus), deux bandes critiques supérieures (par exemple +0,4 et -0,4, L'hypothèse nulle est : stabilité des coefficients sur la période. Si la courbe reste à l'intérieur des bandes : le modèle est considéré comme structurellement stable.

Figure n°8 : Illustration de la stabilité par le Test de CUSUM



Source: Application Eviews 13.1 de la stabilité de Cusum Test & Cusum carré

Bien que la courbe reste à l'intérieur des deux bornes, elle s'éloigne progressivement de la ligne centrale horizontale. Cette situation n'invalide pas la stabilité structurelle au sens strict

(statistique) mais cela suggère une dérive lente, une tendance de fragilisation du modèle sans rupture brutale. Cette asymétrie ou déviation croissante peut être interprétée comme un effet un effet structurel latent. : Cela revient à dire que l'évolution du système budgétaire de la Province du Sud-Kivu n'est pas instable à court terme, mais subit des déséquilibres progressifs (changement de priorités, mauvaise gouvernance, endettement mal ciblé, etc.). Mais le fait qu'elle s'éloigne de la ligne centrale peut révéler : Une érosion progressive de la relation entre dépenses sociales et variables explicatives, n changement implicite dans les pratiques budgétaires, une modification discrète de la gouvernance budgétaire ou des chocs non pris en compte. Ce test de confirme la stabilité structurelle du modèle ARDL (1, 2, 2,1) sur la période 2005 – 2024.

4.5. TEST D'AUTOCORRELATION D'ERREURS

4.5.1. Test des bornes de Pesaran (ARDL Bounds Test)

Le test vérifie l'existence d'une relation de long terme entre une variable dépendante Y (ici : Ibudget) et un ensemble de variables explicatives. Le test repose sur une statistique F qu'on compare à deux bornes : Borne inférieure (I(0)) : cas où toutes les variables sont stationnaires. Borne supérieure (I(1)) : cas où toutes sont intégrées d'ordre 1. Décision selon la position du F- statistic : $F <$ borne inférieure : il n'y a pas de co intégration ; $F >$ borne supérieure : co intégration confirmée ; F entre les deux bornes : résultat inconclus.

4.5.2. CORRECTION DES ERREURS PAR LE TEST BOUNDS

Figure n°9 : Vérification de la correction des erreurs (Eviews 13)

Null hypothesis: No levels relationship

Number of cointegrating variables: 3

Trend type: Rest. constant (Case 2)

Sample size: 18

Test Statistic		Value					
F-statistic		5.706372					
		10%		5%		1%	
Sample Size	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	
30	2.676	3.586	3.272	4.306	4.614	5.966	
Asymptotic	2.370	3.200	2.790	3.670	3.650	4.660	

* I(0) and I(1) are respectively the stationary and non-stationary bounds.

Source: Application Eviews 13.1 pour correction des erreurs à retard échelonné

Interprétation économétrique

L'analyse de la cointégration à travers le test des bornes (ARDL Bounds Test) relève que la statistique F calculée (**Pesaran et al. 2001**) se situe entre les bornes inférieure et supérieure au seuil de 1 %, mais en dehors des intervalles usuels de décision au seuil de 5%. Une telle configuration indique que la relation de long terme entre les variables du modèle est fortement significative au seuil de 1%, ce qui réconforte l'hypothèse d'une co-intégration robuste. Autrement dit, bien que la conclusion semble être incertaine à des seuils de tolérance plus élevés (5% ou 10%), le rejet de l'hypothèse nulle d'absence de Co-intégration est hautement probable à un seuil strict, renforçant ainsi la crédibilité de la relation structurelle entre la dépense budgétaire sociale ($lbudget$) et ses déterminants explicatifs ($ldette$, $lpersonnel$, $lprestations$). Les trois tests nous permettent de porter un jugement sur la pertinence de modèle ARDL utilisé pour vérifier l'hypothèse de départ émise dans l'analyse comparative entre la prévision et l'exécution budgétaire des dépenses sociales dans la Province du Sud-Kivu.

4.5.3. Multiplicateurs dynamiques cumulés

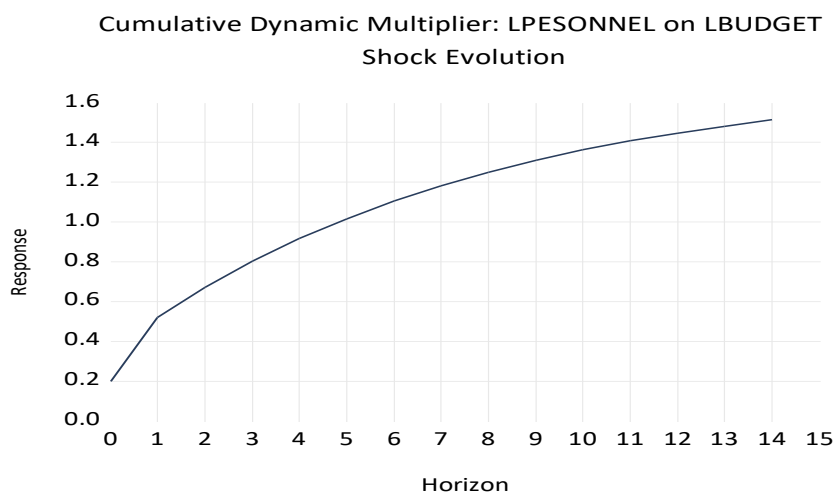
L'analyse a été menée sur la variable explicative $lpersonnel$ et sur une variable dépendante $lbudget$ dans le cadre d'un modèle ARDL à long terme.

Un choc positif sur la masse salariale du personnel (embauche, amélioration des conditions de vie par l'augmentation des salaires et primes augmente progressivement les dépenses sociales dans le temps. Sur le graphique l'effet est cumulatif, significatif et stable. Autrement dit ceci s'explique par le fait que les charges salariales constituent une composante rigide et persistante au budget social.

Cette situation met en évidence le poids structurel du personnel sur les dettes sociales incluses dans la prévision budgétaire parce qu'à chaque embauche, il se crée des ressources supplémentaires dans le long terme sur le budget.

Graphiquement, lorsqu'on augmente la rémunération du personnel de 1% à chaque exercice budgétaire, le budget à son tour augmente de 0,423347%.

Figure n° 10 : Effets cumulatifs du Personnel sur le budget Global



Source: Application Eviews 13.1 de l'impact cumulatif dettes et engagements financiers sur le budget

Par ailleurs, l'impact cumulatif des dettes sociales ou des engagements financiers sur le budget apparait hétérogène. Si les premiers effets peuvent être légèrement positifs (financement temporaire), l'effet à long terme devient faiblement négatif ou instable, traduisant une fragilité de la soutenabilité budgétaire. Cela peut indiquer que l'endettement converti en dépenses sociales productives, ou qu'il alimente des déséquilibres structurels non compensés par des réformes ou une amélioration de la gouvernance.

5. Validation économétrique du Modèle ARDL

L'analyse de la robustesse du modèle ARDL estimé repose sur trois tests économétriques classiques : le test de normalité des résidus (Jarque-Bera), le test d'autocorrélation des erreurs (LM test) et le test d'hétéroscédasticité (ARCH).

Ces tests permettent de s'assurer de la validité statistique des résultats obtenus.

5.1. Test de normalité (Jaque-Bera)

Le test de Jarque-Bera permet d'évaluer si les résidus du modèle suivent une distribution normale. Les résultats montrent une statistique de Jarque-Bera dont la probabilité associée est supérieure à 5%, indiquant que l'hypothèse nulle de normalité des résidus n'est pas rejetée. Cette normalité garantit la fiabilité des inférences faites à partir du modèle.

5.2. Test d'autocorrélation (Breusch-Godfrey LM Test)

Ce test vérifie l'absence de corrélation sérielle dans les résidus du modèle. Les résultats indiquent que la statistique F du LM test est non significative (p-value >5%), ce qui permet de ne pas rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation. Ainsi, les erreurs du modèle sont indépendantes dans le temps, condition essentielle à la validité des coefficients estimés.

5.3. Test d'hétéroscédasticité (ARCH Test)

Le test ARCH examine si la variance des erreurs reste constante (homoscédasticité) au cours de la période étudiée. Les résultats relèvent une absence d'hétéroscédasticité significative, la probabilité étant supérieure au seuil de 5%. Cela implique que les erreurs ne présentent pas de structure de variance variable, renforçant la robustesse du modèle.

En somme, les trois tests économétriques de validation confirment que le modèle ARDL utilisé satisfait aux principales hypothèses classiques de la régression linéaire. Il est donc statistiquement fiable et approprié pour tirer des conclusions sur la relation entre les prévisions budgétaires et leur exécution effective dans les dépenses sociales de la province du Sud-Kivu sur la période 2005 - 2024

6. Discussion, limites et implications politiques

6.1. Discussion générale des résultats

Les résultats du modèle ARDL (1, 2, 2,1) révèlent une dynamique budgétaire contradictoire dans la province du Sud-Kivu. Bien que l'endettement soit supposé améliorer les capacités de financement public, il ne permet pas de satisfaire les engagements sociaux fondamentaux, tels que les indemnités de sortie à la retraite ou les prestations sociales de base.

Le caractère négatif de l'effet de la dette à long terme témoigne de son inefficacité structurelle, notamment dans un contexte où les fonds empruntés sont souvent réorientés vers des dépenses non prioritaires ou non transparentes. Cela souligne un décalage entre les mécanismes budgétaires et les finalités sociales attendues.

6.2. Limites méthodologiques et empiriques

Plusieurs limites doivent être reconnues.

D'abord, les données budgétaires provinciales présentent des discontinuités et des imperfections, notamment en ce qui concerne les prestations sociales et les composantes des dépenses effectives.

Ensuite, le modèle ARDL ne permet pas de capter certaines dimensions institutionnelles ou politiques de la gestion budgétaire, telles que la corruption, les arbitrages non budgétisés ou les pressions politiques.

Enfin, la stationnarité imparfaite de certaines séries pourrait limiter la robustesse des estimations obtenues.

6.3. Implications pour la gouvernance budgétaire

Les résultats appellent à une réforme structurelle de la gouvernance financière en province. Il s'agit notamment de :

- Réorienter l'endettement vers les dépenses sociales productives (éducation, santé, sécurité sociale) ;
- Instaurer des mécanismes de traçabilité et de reddition des comptes dans l'exécution des dettes sociales ;
- Adopter une planification budgétaire pluriannuelle réaliste, intégrant les obligations sociales comme priorité absolue ;
- Renforcer la transparence dans l'affectation des ressources et limiter les dépenses non essentielles ou clientélistes ;
- Renforcer la planification participative et réaliste des budgets sociaux, en tenant compte de la capacité d'exécution historique ;
- Améliorer le dialogue entre l'exécutif provincial et l'assemblée provinciale, afin de réduire les blocages dans le cycle budgétaire ;
- Réduire les dépenses clientélistes au profit d'investissements sociaux plus traçables ;
- Adopter des techniques budgétaires pragmatiques orientées vers les résultats mesurables.

6.4.Ouverture pour de futures recherches

Les analyses futures pourraient intégrer des approches qualitatives (entretiens, analyses institutionnelles) pour mieux comprendre les logiques politiques et administratives politiques et administratives derrière la faible exécution des dépenses sociales. Par ailleurs, une étude comparative entre provinces pourrait mettre en évidence les effets différenciés de la gouvernance sur les performances budgétaires.

CONCLUSION

Cette étude a examiné, sur la période 2005-2024, la dynamique entre prévisions budgétaires et l'exécution effective des dépenses sociales au Sud-Kivu, dans un contexte marqué par l'instabilité institutionnelle, les contraintes sécuritaires et les défis de gouvernance publique. En mobilisant une modélisation économétrique de type ARDL, nous avons analysé les relations de long terme et de court terme entre les variables budgétaires pertinentes, tout en intégrant les tests de stationnarité, les corrections d'erreurs, les causalités de Granger et les multiplicateurs dynamiques cumulés.

Les résultats mettent en évidence une exécution budgétaire globalement faible (souvent inférieur à 55%), une faible crédibilité des prévisions, et une absence de coordination structurelle entre les intentions programmatiques et les moyens financiers réels. La dette sociale accumulée apparaît comme la conséquence directe de cette inadéquation persistante, alimentée

par des retards de décaissement, une faible mobilisation des recettes propres et une gestion financière souvent orientée par des logiques non planifiées.

L'apport principal de cette recherche réside dans la mise en lumière, à partir de données locales consolidées, des désajustements budgétaires chroniques dans une province à gouvernance fragile. Elle invite à repenser les mécanismes d'élaboration budgétaire, à renforcer la sincérité des prévisions et à mieux encadrer l'exécution à travers des instruments fiables comme le cadre budgétaire à moyen terme (CBMT) peu opérationnalisé jusqu'à présent.

Malgré ses limites, notamment liées à la qualité inégale des données provinciales et à l'instabilité institutionnelle, cette recherche ouvre des pistes utiles à la réflexion sur l'efficacité budgétaire en contexte post-conflit. Elle appelle à des approfondissements notamment par l'intégration des variables politiques, sécuritaires et sociales dans les modèles budgétaires locaux.

En définitive, renforcer la cohérence entre prévisions et exécution budgétaire, améliorer les capacités techniques de gestion publique, et inscrire l'action budgétaire dans une logique de redevabilité sont des leviers essentiels pour réduire la dette sociale et restaurer la confiance dans les politiques publiques au Sud-Kivu.

BIBLIOGRAPHIE

- **Gaullier , X.**, (2003), Le temps des retraites. Les mutations de la société salariale, La République des idées, Revue Seuil,
- **Gollac, M,** & Volkoff, S. (2000), Les conditions de travail, collection Repères, La Découverte, 122 p.

REVUES SCIENTIFIQUES

- **Guégano, Y.** (2002), « Prestations de retraite et de sortie anticipée d'activité : quels liens entre les barèmes de liquidation et les comportements de retrait d'activité des salariés ? », Questions retraites, (51), p. 42-47
- **Jolivet A.** (2002), « La politique européenne en faveur du vieillissement actif », Retraite et société, n° 36, juin, pp. 140-157.
- **Jolivet A.** (2003), « *Age et relation d'emploi : les mécanismes d'une sélection défavorable aux travailleurs plus âgés* », Revue d'économie politique, n°1, février p. 15-35.
- **Gollac M., Volkoff S.** *Les conditions de travail, collection Repères, La Découverte,* (2000), 122 p.

- **Loisel J.-P.** (2002), « Les seniors et l'emploi. L'intérim, une solution ou un facteur aggravant de précarisation ? », *Retraite et société*, n° 36, juin, pp. 32-49.
- **Struillou Y.** (2003), *Pénibilité et retraite, rapport au Conseil d'orientation des retraites*, avril, 75 p.
- **Colette N.** (1967), le budget, la trésorerie et la dette publique, *Revue d'économie politique*, Vol. 77, No. 5, pp. 715-739.
- **Purcell J.P.** : (2000), « Older Workers : Employment and Retirement Trends », *Monthly Labor Review*, October, pp. 19-30.
- **Bruno Théret** , (1999) « *The Socio-Political Dimensions of the Currency: Implications for the Transition to the Euro* », *Journal of Consumer Policy*, / volume 22, pages 51–79.
- **Jean-François, C.** (2012) *La dette sociale : des origines à nos jours*, *Regards*, juillet (42), p. 10 – 17.