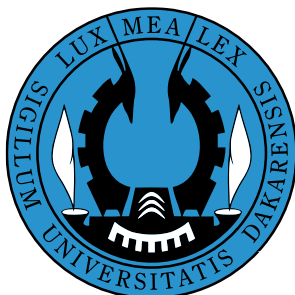


**ECOLE DOCTORALE SCIENCES
JURIDIQUES, POLITIQUES,
ECONOMIQUES ET DE GESTION
(ED-JPEG)**



**UNIVERSITE CHEIKH ANTA
DIOP DE DAKAR**



**LABORATOIRE DE RECHERCHES
ECONOMIQUES ET MONETAIRES**

**Madaniou DIEME
LAREM – UCAD**

Courriel : madaniou.dieme@gmail.com

**Dette publique du Sénégal (1975-2024) : diagnostic structurel et
vérification économétrique d'une trajectoire insoutenable**

Document de travail n° 57

Juillet 2026

**LAREM – UCAD
Sénégal**

Dette publique du Sénégal (1975-2024) : diagnostic structurel et vérification économétrique d'une trajectoire insoutenable

Public Debt of Senegal (1975-2024): Structural Diagnosis and Econometric Verification of an Unsustainable Trajectory

DIEME Madaniou

Docteur en Sciences Economiques

Université Cheikh Anta DIOP - Sénégal

Laboratoire de recherches économiques et monétaires (LAREM)

madanidou.dieme@gmail.com

Résumé

Cet article adopte une approche en deux temps pour répondre à une question unique : la dette publique sénégalaise suit-elle une trajectoire soutenable ? La première partie se concentre sur la décennie 2014-2024 et mobilise le cadre méthodologique du Debt Sustainability Framework du FMI et de la Banque mondiale. La deuxième partie élargit la perspective à la période 1975-2024 et soumet le diagnostic descriptif à l'épreuve de l'économétrie des séries temporelles. Les résultats obtenus, convergents et préoccupants, confirment une situation de vulnérabilité structurelle. Le coefficient de la dette retardée sur l'excédent primaire est négatif et hautement significatif, traduisant une réponse budgétaire insuffisante pour stabiliser la dette. Les tests de cointégration de Johansen n'indiquent aucune relation d'équilibre de long terme entre dette publique, revenu national brut et exportations. La convergence des deux approches dessine un tableau préoccupant : la dette publique du Sénégal se trouve sur une trajectoire insoutenable.

Mots clés : Soutenabilité de la dette publique, test de Bohn, cointégration, Sénégal, DSF, fonction de réaction budgétaire.

Classification JEL : H63, E62, C32, O55.

Abstract

This article adopts a two-step approach to answer a single question: is Senegal's public debt on a sustainable trajectory? The first part focuses on the decade 2014-2024 and employs the methodological framework of the IMF and World Bank's Debt Sustainability Framework (DSF). The second part broadens the perspective to the period 1975-2024 and subjects the descriptive diagnosis to time-series econometrics. The results, both convergent and concerning, confirm a situation of structural vulnerability. The coefficient of lagged debt on the primary surplus is negative and highly significant, reflecting an insufficient fiscal response to stabilize debt. Johansen cointegration tests indicate no long-term equilibrium relationship between public debt, gross national income, and exports. The convergence of the two approaches paints a worrying picture: Senegal's public debt is on an unsustainable trajectory.

Keywords : Public debt sustainability, Bohn test, cointegration, Senegal, DSF, fiscal reaction function.

Classification JEL : H63, E62, C32, O55.

Introduction

La question de la soutenabilité de la dette publique occupe une place centrale dans les débats de politique économique des pays en développement, particulièrement depuis la succession de chocs externes qui ont marqué la dernière décennie : pandémie de COVID-19, durcissement des conditions financières internationales, volatilité des prix des matières premières. Au Sénégal, cette problématique s'est inscrite dans le cadre du Plan Sénégal Emergent (PSE), une stratégie de développement ambitieuse qui a reposé sur une mobilisation accrue de financements extérieurs. Entre 2014 et 2024, le stock de la dette publique a été multiplié par plus de quatre, tandis que sa structure se transformait profondément : recul des financements concessionnels, essor des créanciers privés, raccourcissement des maturités et hausse des taux d'intérêt. Cette évolution soulève une interrogation fondamentale : la trajectoire d'endettement actuelle est-elle compatible avec la soutenabilité à long terme ?

Pour y répondre, la présente étude adopte une approche en deux temps, combinant analyse descriptive et vérification économétrique. La première partie se concentre sur la décennie 2014-2024 et mobilise le cadre méthodologique du Debt Sustainability Framework (DSF) du FMI et de la Banque mondiale. Elle décrit l'évolution des ratios clés (dette/RNB, dette/exportations et service de la dette/exportations) et la transformation de la structure par créancier. En outre, elle évalue la vulnérabilité du pays aux chocs externes à travers des tests de résistance standardisés.

La deuxième partie élargit la perspective à la période 1975-2024 et soumet le diagnostic descriptif à l'épreuve de l'économétrie des séries temporelles. Elle teste la condition de soutenabilité forte au sens de Bohn (1998) – qui requiert une réaction positive de l'excédent primaire à l'accumulation de la dette – et recherche d'éventuelles relations d'équilibre de long terme entre la dette publique, le revenu national brut et les exportations via les tests de cointégration de Johansen. Une attention particulière est portée aux ruptures structurelles (dévaluation du franc CFA en 1994, alternance politique en 2000 et adoption du PSE en 2014) et à la robustesse des résultats.

L'articulation de ces deux approches vise à répondre à une question unique : la dette publique sénégalaise suit-elle une trajectoire soutenable ? Les résultats obtenus, convergents et préoccupants, confirment une situation de vulnérabilité structurelle et appellent des mesures correctrices urgentes.

Cet article s'articule autour de six axes principaux. Après une introduction qui pose le problème de recherche et les objectifs de l'étude, la section 2 propose une revue de la littérature synthétisant les travaux existants et identifiant les lacunes à combler. La section 3 présente le cadre théorique et méthodologique en détaillant les concepts mobilisés ainsi que les choix de méthode (collecte et analyse des données). La section 4 expose les résultats des estimations. La section 5 discute ces résultats à la lumière de la littérature et en tire des implications politiques concrètes pour les acteurs publics et privés. Enfin, la section 6 conclut l'article en rappelant les principaux apports, les limites et des pistes pour des recherches futures.

1. Revue de la littérature

La revue de littérature est structurée autour de quatre axes : (i) les fondements théoriques de la soutenabilité et le test de Bohn, (ii) les évidences empiriques en Afrique subsaharienne, (iii) les critiques méthodologiques du cadre DSF et le rôle des projections optimistes et (iv) les phénomènes de dette cachée et de fuite des capitaux.

1.1. Fondements théoriques de la soutenabilité de la dette et test de Bohn

La notion de soutenabilité de la dette publique repose sur la contrainte budgétaire intertemporelle de l'Etat, selon laquelle la valeur actualisée des excédents primaires futurs doit couvrir le stock de dette initial pour exclure tout jeu de Ponzi (Crettez et al., 2003 ; Hamilton et Flavin, 1986). Dans un environnement stochastique, Bohn (1998) a démontré que la condition de soutenabilité forte est vérifiée si l'excédent primaire (en proportion du PIB) réagit positivement et significativement au ratio dette/PIB retardé, après contrôle des fluctuations cycliques et des dépenses publiques temporaires. Pour les Etats Unis, Bohn (1998) estime un coefficient positif et significatif (environ 0,054), indiquant une politique budgétaire stabilisatrice. Mendoza et Ostry (2007) généralisent ce résultat à un large panel de pays industrialisés et émergents, trouvant une relation conditionnelle positive entre le solde primaire et la dette, bien que celle-ci s'affaiblisse pour les pays dont le ratio d'endettement dépasse 50% du PIB.

1.2. Evidences empiriques en Afrique subsaharienne

Plusieurs études récentes confirment la dégradation généralisée de la soutenabilité de la dette en Afrique subsaharienne. Ndulu et O'Connell (2021) montrent que les niveaux de dette publique ont fortement augmenté après la crise financière mondiale, avec un changement profond de la structure des créanciers (recul des prêts concessionnels, essor des créanciers privés et de la dette de marché). Devarajan et al. (2019) notent qu'entre 2014 et 2017, le ratio dette publique/PIB a doublé dans de nombreux pays africains et que le nombre d'économies en situation de surendettement ou à haut risque est passé de 6 à 15 depuis 2013. Ces tendances régionales corroborent l'évolution observée au Sénégal, où la dette extérieure a été multipliée par 4,3 entre 2014 et 2024 et où la part des créanciers privés a explosé.

Dans la zone CEDEAO, Omotor (2021) applique le cadre DSF et conclut que la plupart des pays membres s'engagent sur une trajectoire de dette non soutenable, avec un risque élevé de défaut et de fuite des capitaux. Ces résultats sont en phase avec le diagnostic sénégalais : les ratios dette/RNB (150,7%) et dette/exportations (573,3%) dépassent très largement les seuils critiques et le service de la dette absorbe 41,8% des recettes d'exportation, signe d'une illiquidité menaçante.

1.3. Critiques du cadre DSF et biais d'optimisme des projections

Plusieurs auteurs ont souligné les limites méthodologiques du Debt Sustainability Framework (DSF) du FMI et de la Banque mondiale, limites qui affectent la fiabilité des diagnostics de soutenabilité. Atingi Ego et al. (2021) mettent en évidence un biais d'optimisme systématique dans les éditions passées des DSF, résultant de projections macroéconomiques trop optimistes (croissance, soldes primaires). Ils montrent que les ratios de dette ont été systématiquement sous-estimés et que les révisions à la baisse des prévisions de croissance expliquent en grande partie l'accumulation réelle de la dette. Ferrarini et Ramayandi (2015) aboutissent à une

conclusion voisine : le cadre DSF est un outil valide à condition que les hypothèses de prévision soient réalistes ; or, dans la pratique, des hypothèses inexactes et l'absence de prise en compte des passifs conditionnels ou cachés expliquent les écarts significatifs entre projections et réalisations. Pinto (2019) va plus loin en qualifiant la version 2017 du DSF d'« obsolète ».

1.4. Dette cachée, fuite des capitaux et risques de marché

Un phénomène récemment documenté est celui de la « dette cachée », c'est à dire de l'omission volontaire de certains prêts dans les rapports aux institutions financières internationales. Brown (2023) montre que les gouvernements emprunteurs cachent des dettes pour éviter de violer les seuils de soutenabilité de la Banque mondiale. Le cas sénégalais, avec la révélation de dettes cachées en 2024, s'inscrit dans cette dynamique. Abille et Siranova (2025) explorent un autre canal de vulnérabilité : la fuite des capitaux. Leurs estimations sur 21 pays africains (1990-2018) confirment une relation positive entre la fuite des capitaux et les spreads souverains. Enfin, Reinhart et Rogoff (2010) fournissent des seuils empiriques robustes : pour les marchés émergents, un ratio dette extérieure/PIB supérieur à 60% réduit la croissance annuelle d'environ deux points. Le Sénégal, avec une dette extérieure représentant 150,7% du RNB, se situe très au-delà de ces seuils.

2. Cadre théorique et méthodologique

2.1. Cadre théorique

L'étude porte sur la dette publique extérieure et la dette garantie par l'Etat, ainsi que sur la dette extérieure totale. Le fondement théorique de l'analyse de la soutenabilité de la dette repose sur la contrainte budgétaire intertemporelle de l'Etat. Formellement, la dynamique de la dette peut s'écrire comme :

$$D_t = (1 + r)D_{t-1} + G_t - T_t + N_t$$

où D_t représente le stock de dette à la période t , r le taux d'intérêt réel, G_t les dépenses primaires, T_t les recettes publiques et N_t les nouveaux emprunts nets. La soutenabilité exige que la valeur actualisée des excédents primaires futurs soit au moins égale au stock de dette initial.

2.2. Approche DSF

Sur le plan opérationnel, le Debt Sustainability Framework (DSF) du FMI et de la Banque mondiale traduit cette condition théorique en indicateurs opérationnels normalisés et en tests de résistance. Les indicateurs retenus ici sont : (i) le ratio dette extérieure / Revenu National Brut (RNB) ; (ii) le ratio dette extérieure / exportations de biens et services ; (iii) le ratio service de la dette / exportations. Les seuils de référence sont ceux applicables aux pays à revenu intermédiaire de la tranche inférieure (PRITI). Des tests de stress (chocs de croissance, d'exportations, de taux d'intérêt et combinés) complètent l'analyse.

2.3. Méthodologie économétrique

L'analyse empirique mobilise les données annuelles de la Banque mondiale (IDS 2025) couvrant la période 1975-2024. Les principales grandeurs utilisées sont : la dette publique et garantie par l'Etat (D_t), le revenu national brut (Y_t), les exportations de biens, services et revenus primaires (X_t), le service de la dette totale (S_t), les paiements d'intérêts sur la dette publique (I_t). L'excédent primaire (PB_t) est approximé par la relation comptable : $PB_t = -(\Delta D_t - I_t)$.

2.3.1. Tests de racine unitaire et de cointégration

Avant toute modélisation multivariée, l'ordre d'intégration des séries est examiné à l'aide du test Augmented Dickey-Fuller (ADF) avec constante et tendance, en sélectionnant le nombre de retards par le critère BIC. Si les séries s'avèrent intégrées d'ordre un – $I(1)$ –, nous procédons au test de cointégration de Johansen (1988, 1995). La procédure de Johansen permet de déterminer le rang de cointégration r (nombre de relations d'équilibre de long terme) à partir d'un modèle VAR en niveau.

2.3.2. Modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM)

Lorsqu'au moins un vecteur de cointégration est identifié, nous estimons un VECM de la forme :

$$\Delta z_t = \alpha \beta' z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \Phi w_t + \varepsilon_t$$

où $z_t = [\ln D_t, \ln Y_t, \ln X_t]'$ est le vecteur des variables endogènes, β' la matrice des paramètres de long terme, α la matrice des vitesses d'ajustement, Γ_i les matrices des coefficients de court terme et w_t un ensemble de variables exogènes incluant une constante et, le cas échéant, des indicatrices de rupture.

2.3.3. Tests de stabilité structurelle

Pour détecter les ruptures structurelles, plusieurs approches sont mises en œuvre : les tests de Chow (Chow, 1960) autour des dates charnières (1994, 2000, 2014), les estimations récursives et sur fenêtres mobiles et l'introduction d'indicatrices de rupture dans le VECM.

2.3.4. Analyses de robustesse

Plusieurs vérifications complémentaires sont effectuées : exclusion des années extrêmes (2020-2021), estimation sur sous-périodes (1970-1993, 1995-2013, 2014-2024), bootstrap des écarts-types (1000 répliques) et spécifications alternatives.

3. Résultats

L'analyse économétrique menée sur la période 1975-2024 vise à évaluer la soutenabilité de la dette publique sénégalaise à travers deux approches complémentaires : la fonction de réaction budgétaire (test de Bohn, 1998) et les relations de long terme entre dette, revenu national et exportations.

3.1. Test de la contrainte budgétaire intertemporelle (Bohn, 1998)

Les résultats des estimations consignées dans le tableau 1 montrent que le coefficient de la dette retardée (-0,116) est négatif et hautement significatif ($p < 0,001$). Cela signifie qu'une hausse de la dette publique de 1 milliard de FCFA l'année courante est associée à une réduction de l'excédent primaire d'environ 0,116 milliard de FCFA l'année suivante, ce qui traduit une réponse budgétaire insuffisante pour stabiliser la dette. Le R^2 de 0,374 indique que la dette retardée explique 37,4% de la variance de l'excédent primaire courant. Le modèle est globalement significatif ($F = 28,1$; $p = 0,000$).

Les résultats de l'estimation de la fonction de réaction budgétaire sur la période 1975-2024 contredisent directement la condition de soutenabilité de Bohn. Le Sénégal rejoint ainsi les cas pour lesquels Mendoza et Ostry (2007) rejettent la solvabilité budgétaire : les pays à fort endettement (ratio dette/RNB > 150%) présentent une réponse défailante de l'excédent primaire, voire une détérioration.

Tableau 1 : Coefficient estimé de la régression de l'excédent primaire sur la dette retardée

excedent_prim	Coef.	St.Err.	t- value	p- value	[95% Conf	Interval]	Sig
L	-.116	.022	-5.30	0	-.16	-.072	***
Constant	1.574e+08	1.458e+08	1.08	.286	-	4.506e+08	
					1.358e+08		
Mean dependent var	-374414546.082		SD dependent var		926060178.265		
R-squared	0.374		Number of obs		49		
F-test	28.108		Prob > F		0.000		
Akaike crit. (AIC)	2142.427		Bayesian crit. (BIC)		2146.211		

*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

Source : Estimations de l'auteur

3.2. Tests de rupture structurelle (Chow)

Les tests F de Chow n'identifient aucune rupture structurelle statistiquement significative aux dates testées (1994, 2000 et 2014). Les p-values associées (0,26 ; 0,34 et 0,35) sont toutes supérieures au seuil de 5%. Cela suggère que la relation entre excédent primaire et dette est restée structurellement stable sur l'ensemble de la période 1975-2024, malgré les chocs économiques et institutionnels majeurs.

Tableau 2 : Récapitulatif des tests F de Chow

Date de rupture	F (1, 45)	Prob > F	Rupture significative ?
1994 (dévaluation du FCFA)	1,33	0,2553	Non – $p > 0,05$
2000 (alternance politique)	0,92	0,3433	Non – $p > 0,05$
2014 (lancement du PSE)	0,89	0,3495	Non – $p > 0,05$

Source : Estimations de l'auteur

3.3. Tests de racine unitaire

Les trois variables en logarithme (ln_dette, ln_rnb, ln_export) sont non stationnaires en niveau, les statistiques Z(t) sont toutes très largement supérieures aux valeurs critiques. En revanche, leurs premières différences sont toutes stationnaires au seuil de 1% ($p = 0,000$). Les variables sont donc intégrées d'ordre 1, ce qui est une condition nécessaire pour procéder aux tests de cointégration de Johansen.

Tableau 3 : Tests de racine unitaire (Dickey-Fuller augmenté)

Variable	Ordre	Z(t)	VC 1%	VC 5%	VC 10%	p-value	Conclusion
ln_dette	Niveau I (0)	-1,239	-3,587	-2,933	-2,601	0,6566	Non stationnaire
ln_rnb	Niveau I (0)	-0,322	-3,587	-2,933	-2,601	0,9224	Non stationnaire
ln_export	Niveau I (0)	0,134	-3,587	-2,933	-2,601	0,9683	Non stationnaire
$\Delta \ln_dette$	1 ^{re} diff. I (1)	-5,327	-3,594	-2,936	-2,602	0,0000	Stationnaire ✓
$\Delta \ln_rnb$	1 ^{re} diff. I (1)	-6,146	-3,594	-2,936	-2,602	0,0000	Stationnaire ✓
$\Delta \ln_export$	1 ^{re} diff. I (1)	-8,988	-3,594	-2,936	-2,602	0,0000	Stationnaire ✓

3.4. Test de cointégration de Johansen

Les résultats du test de cointégration de Johansen indiquent que la statistique de trace pour $r = 0$ (21,81) est inférieure à la valeur critique à 5% (29,68). L'hypothèse nulle d'absence de cointégration ne peut donc pas être rejetée. Cette conclusion se confirme pour les rangs supérieurs. Aucune relation d'équilibre de long terme n'est détectée entre la dette publique, le RNB et les exportations sur la période 1975-2024.

Tableau 4 : Test de cointégration de Johansen

5%					
maximum			trace critical		
rank	parms	LL	eigenvalue	statistic	value
0	3	97.52857	.	21.8114*	29.68
1	8	106.49085	0.30636	3.8869	15.41
2	11	108.43057	0.07612	0.0074	3.76
3	12	108.43429	0.00015		

Johansen tests for cointegration

Trend: constant	Number of obs =	49
Sample: 1976 - 2024	Lags =	1

Source : Estimations de l'auteur

3.5. VAR avec indicatrices de régime

Pour contrôler les changements de régime, un VAR a été estimé en incluant les indicatrices d1994, d2000 et dPSE (2014) comme variables exogènes. La significativité globale des équations, attestée par des statistiques de Wald (χ^2) élevées et des probabilités associées nulles (p -value = 0,000), indique que le modèle est globalement bien spécifié.

Tableau 5 : Statistiques globales du VAR avec indicatrices

ln_dette	7	.154252	0.9748	1892.961	0.0000
ln_rnb	7	.113219	0.9777	2152.603	0.0000
ln_export	7	.114102	0.9795	2339.747	0.0000

Vector autoregression

Sample: 1976 - 2024			Number of obs = 49		
Log likelihood = 120.3587			AIC = -4.055457		
FPE = 3.50e-06			HQIC = -3.747848		
Det(Sigma_ml) = 1.48e-06			SBIC = -3.244677		
Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2

Source : Estimations de l'auteur

Tableau 6 : Equation de la dette avec variables indicatrices

Variable explicative	Coef.	Ecart-type	z	p > z	[95% IC]
L.ln_dette	0,871	0,045	19,210	0,000	[0,782 ; 0,960]

Variable explicative	Coef.	Ecart-type	z	p > z	[95% IC]
L.ln_rnb	-0,109	0,192	-0,570	0,569	[-0,486 ; 0,267]
L.ln_export	0,200	0,208	0,960	0,336	[-0,208 ; 0,608]
d1994	-0,042	0,076	-0,550	0,581	[-0,190 ; 0,107]
d2000	-0,055	0,087	-0,630	0,531	[-0,225 ; 0,116]
dPSE	0,204	0,091	2,250	0,025	[0,026 ; 0,382]
Constante	1,138	1,550	0,730	0,463	[-1,899 ; 4,175]

Source : Estimations de l'auteur

Dans l'équation de la dette (ln_dette), seule la variable dPSE présente un effet positif et statistiquement significatif au seuil de 5%, suggérant que la mise en œuvre du Plan Sénégal Emergent a contribué à une augmentation significative du niveau d'endettement.

Tableau 7 : Equation du RNB avec variables indicatrices

Variable explicative	Coef.	Ecart-type	z	p > z	[95% IC]
L.ln_dette	0,035	0,033	1,050	0,295	[-0,030 ; 0,100]
L.ln_rnb	0,664	0,141	4,710	0,000	[0,387 ; 0,940]
L.ln_export	0,275	0,153	1,800	0,072	[-0,025 ; 0,574]
d1994	-0,082	0,056	-1,470	0,141	[-0,191 ; 0,027]
d2000	0,127	0,064	1,990	0,046	[0,002 ; 0,253]
dPSE	-0,055	0,067	-0,830	0,406	[-0,186 ; 0,075]
Constante	1,099	1,137	0,970	0,334	[-1,130 ; 3,329]

Source : Estimations de l'auteur

Concernant l'équation du revenu national (ln_rnb), la variable d2000 apparaît positive et significative, traduisant un effet favorable du changement de régime autour de l'année 2000 sur l'activité économique.

Tableau 8 : Equation des exportations avec variables indicatrices

Variable explicative	Coef.	Ecart-type	z	p > z	[95% IC]
L.ln_dette	0,010	0,034	0,290	0,770	[-0,056 ; 0,076]
L.ln_rnb	0,317	0,142	2,230	0,026	[0,038 ; 0,595]
L.ln_export	0,569	0,154	3,700	0,000	[0,267 ; 0,871]
d1994	0,039	0,056	0,700	0,483	[-0,070 ; 0,149]
d2000	0,111	0,064	1,720	0,085	[-0,015 ; 0,237]
dPSE	0,093	0,067	1,380	0,168	[-0,039 ; 0,225]
Constante	1,710	1,146	1,490	0,136	[-0,537 ; 3,956]

Source : Estimations de l'auteur

Dans l'équation des exportations (ln_export), aucune des variables de changement de régime n'est significative au seuil de 5%, indiquant une absence d'impact direct de ces ruptures structurelles sur les exportations.

3.6. Tests de robustesse

L'estimation du modèle de régression, réalisée en excluant les années de crise (2020-2021), met en évidence une relation négative et statistiquement significative entre la dette publique (retardée d'une période) et l'excédent primaire. Le coefficient associé à la variable L1.dette_ppg est négatif (-0,1278) et significatif au seuil de 1% (p-value = 0,000). L'analyse par sous-périodes révèle une instabilité du coefficient, mais aucune période n'affiche un coefficient positif significatif (condition de soutenabilité).

Tableau 9 : Comparaison des spécifications sur différents échantillons

Spécification	Coef. L.dette_ppg	Ecart- type	t	p- value	IC 95%	R ²	Obs.	Sig.
Sans COVID-19 (hors 2020-2021)	-0,128	0,024	-5,32	0,000	[-0,176 ; -0,079]	0,386	47	***
Sous-période 1 : 1975-1993	0,083	0,062	1,34	0,201	[-0,049 ; 0,215]	0,100	18	—
Sous-période 2 : 1995-2013	0,289	0,201	1,43	0,170	[-0,136 ; 0,714]	0,108	19	—
Sous-période 3 : 2014-2024 (PSE)	-0,059	0,065	-0,90	0,391	[-0,207 ; 0,089]	0,083	11	—

Source : Estimations de l'auteur

4. Discussion et implications politiques

4.1. Interprétation des résultats à la lumière de la littérature

L'absence de réaction budgétaire stabilisatrice (coefficient négatif de la dette retardée) rejette l'hypothèse de soutenabilité forte. L'absence de cointégration entre la dette, le RNB et les exportations confirme que la trajectoire d'endettement est déconnectée des fondamentaux, une situation que la littérature associe à un risque élevé de crise (Ndulu & O'Connell, 2021 ; Atingi Ego et al., 2021). L'accélération post 2014 (effet PSE) illustre les dangers des projections macroéconomiques trop optimistes dénoncés par Pinto (2019) et Devarajan et al. (2019). Enfin, la découverte de dettes cachées et la dépendance accrue aux marchés financiers exposent le Sénégal à des risques de refinancement et de contagion régionale, conformément aux analyses d'Omotor (2021) et de Brown (2023).

Les résultats économétriques obtenus ne sont pas isolés ; ils s'inscrivent dans un faisceau de preuves accumulées pour l'Afrique subsaharienne. Odili et al. (2024) trouvent pour le Nigeria que le ratio dette extérieure/exportations et le ratio service de la dette/recettes exercent un effet négatif sur la croissance du PIB par habitant. Anugwom (2023) établit une relation négative et non significative entre la soutenabilité de la dette extérieure et la croissance économique au Nigeria.

4.2. Implications politiques

Les résultats économétriques obtenus à partir des données 1975-2024 mettent en lumière plusieurs faiblesses structurelles de la politique budgétaire sénégalaise et de la dynamique de la dette publique. Cinq axes prioritaires se dégagent.

Premièrement, l'absence de réaction budgétaire stabilisatrice exige un changement de régime budgétaire. L'Etat ne dégage pas d'excédent primaire lorsque la dette s'accroît ; au contraire, il creuse son

déficit. Cette absence de réaction stabilisatrice signifie que la politique budgétaire est pro-cyclique ou, à tout le moins, non soutenable à long terme. Il est indispensable d'adopter une règle budgétaire contraignante (par exemple, un objectif d'excédent primaire structurel, un plafond d'endettement ou une règle d'or limitant le recours à l'emprunt pour financer les dépenses courantes).

Deuxièmement, l'absence de relation de long terme entre dette et fondamentaux appelle une stratégie de désendettement. La trajectoire actuelle est insoutenable car rien ne garantit que la croissance ou les exportations permettront de résorber la dette. Il faut engager une stratégie volontariste de réduction du ratio d'endettement : consolider les finances publiques par une hausse des recettes fiscales, rationaliser les dépenses en éliminant les niches inefficaces et affecter une partie des recettes exceptionnelles (hydrocarbures, privatisations) au désendettement.

Troisièmement, l'accélération récente de la dette (effet PSE) doit être compensée par un recentrage des investissements. Il ne s'agit pas de remettre en cause les investissements structurants, mais de réévaluer leur rentabilité socio-économique et leur contribution à la croissance potentielle. Les projets futurs devront faire l'objet d'une analyse coût-bénéfice rigoureuse et d'une étude d'impact sur la soutenabilité de la dette.

Quatrièmement, la vulnérabilité aux chocs externes nécessite une gestion active de la structure de la dette. L'absence de cointégration et la faiblesse des vitesses d'ajustement dans le VECM indiquent une forte vulnérabilité aux chocs externes. Il convient de diversifier les sources de financement, de constituer des réserves de change, d'utiliser des instruments de couverture et de renforcer la résilience de l'économie en diversifiant les exportations.

Cinquièmement, la gouvernance de la dette doit être renforcée. Il est nécessaire de publier régulièrement des rapports détaillés sur la dette, de créer une agence indépendante de gestion de la dette, de soumettre tout nouvel emprunt non concessionnel à une autorisation préalable du Parlement et d'intégrer systématiquement des tests de résistance dans la stratégie d'endettement.

4.3. Le débat sur la restructuration de la dette

Les résultats économétriques apportent un éclairage décisif sur le débat relatif à une éventuelle restructuration de la dette. L'absence de soutenabilité est confirmée scientifiquement : la non-cointégration signifie qu'aucune force de rappel automatique ne ramènera la dette vers un équilibre soutenable. Le « double pari » du gouvernement (consolidation budgétaire massive ET prêts massifs à taux d'intérêt bas) apparaît extrêmement risqué.

A la lumière des résultats économétriques, la réponse est nuancée : une restructuration pure et simple (avec décote) semble difficile à justifier au regard des efforts déjà accomplis par le gouvernement pour honorer ses échéances et de la nécessité de préserver la crédibilité du marché régional de l'UEMOA. Cependant, le statu quo n'est pas une option : les résultats montrent que la trajectoire actuelle mène à l'insoutenable. Une « gestion active » (reprofilage des échéances, allongement des maturités, garanties internationales) peut constituer une alternative crédible, à condition qu'elle s'appuie sur un programme de réformes budgétaires ambitieux et sur un accord avec le FMI.

Conclusion

L'analyse économétrique menée sur la période 1975-2024 aboutit à un diagnostic sans ambiguïté, qui corrobore et approfondit les conclusions des tests de stress (DSF). Les résultats obtenus mettent en évidence trois enseignements majeurs.

En premier lieu, le test de la fonction de réaction budgétaire, fondé sur l'approche de Bohn (1998), révèle une absence totale de réaction stabilisatrice de la politique budgétaire sénégalaise. Sur l'ensemble de la période, le coefficient associé à la dette retardée dans l'équation de l'excédent primaire est négatif et statistiquement significatif. Ce résultat, robuste à l'exclusion des années de pandémie, signifie que l'Etat n'augmente pas son effort budgétaire lorsque la dette s'accroît ; au contraire, l'excédent primaire se dégrade.

En deuxième lieu, les tests de cointégration de Johansen indiquent l'absence de relation d'équilibre de long terme entre la dette publique, le revenu national brut et les exportations. Ce résultat est crucial : il signifie que la dynamique de l'endettement évolue sans lien stable avec les variables qui mesurent la capacité fondamentale de remboursement du pays.

En troisième lieu, la prise en compte des ruptures structurelles, notamment via l'introduction d'indicatrices dans un cadre VAR, met en lumière le rôle déterminant de l'adoption du Plan Sénégal Emergent (PSE) en 2014. L'effet positif et hautement significatif de l'indicatrice correspondante sur la dynamique de la dette confirme que cette dernière a connu une accélération marquée à partir de cette date.

La convergence des deux approches (descriptive et économétrique) dessine un tableau préoccupant. Le Sénégal s'endette rapidement, dans des conditions de plus en plus coûteuses, sans que sa capacité de remboursement ne progresse parallèlement et sans que les autorités ne mettent en œuvre les ajustements budgétaires nécessaires. Cette situation expose le pays à un risque élevé de crise de liquidité, voire de solvabilité, dans un contexte international marqué par le durcissement des conditions financières.

La fenêtre d'opportunité pour redresser la trajectoire existe, mais elle se referme rapidement. Les autorités sénégalaises disposent désormais d'un diagnostic clair et d'une feuille de route. Il leur appartient de les traduire en actes avant que l'inévitable ne devienne ingérable

ANNEXES

Résultats des tests économétriques

1. Régression de référence (échantillon complet)

Linear regression

Linear Regression							
excedent prim	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf Interval]		Sig
L	-.116	.022	-5.30	0	-.16	-.072	***
Constant	1.574e+08	1.458e+08	1.08	.286	-1.358e+08	4.506e+08	
Mean dependent var	-374414546.082		SD dependent var		926060178.265		
R-squared	0.374		Number of obs		49		
F-test	28.108		Prob > F		0.000		
Akaike crit. (AIC)	2142.427		Bavesian crit. (BIC)		2146.211		

*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

2. Tests de stabilité structurelle (Tests de Chow)

Linear regression

Linear Regression							
excedent_prim	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
L	.083	.169	0.49	.626	-.258	.424	
d1994#coL : base 0	0	.	.	.	.	.	
1	-.207	.171	-1.21	.234	-.551	.138	
d1994	4.691e+08	4.071e+08	1.15	.255	-3.508e+08	1.289e+09	
Constant	-2.415e+08	3.527e+08	-0.68	.497	-9.520e+08	4.690e+08	
Mean dependent var	-374414546.082		SD dependent var		926060178.265		
R-squared	0.395		Number of obs		49		
F-test	9.799		Prob > F		0.000		
Akaike crit. (AIC)	2144.762		Bayesian crit. (BIC)		2152.329		

*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

(1) 1.d1994#cL.dette_ppg = 0

(2) d1994 = 0

Constraint 1 dropped

F(1, 45) = 1.33

Prob > F = 0.2553

Linear regression

excedent_prim	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf Interval]	Sig
L	.086	.138	0.62	.538	-.192	.364
d2000#coL : base 0	0	.	.	.	.	.
1	-.204	.14	-1.45	.153	-.487	.079
d2000	3.887e+08	4.059e+08	0.96	.343	-4.288e+08	1.206e+09
Constant	-2.463e+08	3.347e+08	-0.74	.466	-9.203e+08	4.278e+08
Mean dependent var	-374414546.082		SD dependent var		926060178.265	
R-squared	0.404		Number of obs		49	
F-test	10.162		Prob > F		0.000	
Akaike crit. (AIC)	2144.050		Bayesian crit. (BIC)		2151.617	

*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

(1) 1.d2000#cL.dette_ppg = 0

(2) d2000 = 0

Constraint 1 dropped

F(1, 45) = 0.92
 Prob > F = 0.3433

Linear regression

excedent prim	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
L	.107	.103	1.04	.305	-.101	.315	
dPSE#coL : base	0	.	.	.	.	.	
0							
1	-.166	.109	-1.53	.134	-.385	.053	
dPSE	-5.073e+08	5.366e+08	-0.95	.349	-1.588e+09	5.735e+08	
Constant	-3.155e+08	2.831e+08	-1.11	.271	-8.856e+08	2.547e+08	
Mean dependent var	-374414546.082		SD dependent var	926060178.265			
R-squared	0.491		Number of obs	49			
F-test	14.494		Prob > F	0.000			
Akaike crit. (AIC)	2136.268		Bayesian crit. (BIC)	2143.835			

*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

(1) 1.dPSE#cL.dette_ppg = 0

(2) dPSE = 0

Constraint 1 dropped

F(1, 45) = 0.89

Prob > F = 0.3495

3. Analyse de cointégration (Johansen) et modèle VAR

ln_dette

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 49

----- Interpolated Dickey-Fuller -----

Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical
Statistic	Value	Value	Value

Z(t)	-1.239	-3.587	-2.933	-2.601
------	--------	--------	--------	--------

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.6566

ln_rnb

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 49

----- Interpolated Dickey-Fuller -----

Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical
Statistic	Value	Value	Value

Z(t)	-0.322	-3.587	-2.933	-2.601
------	--------	--------	--------	--------

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9224

ln_export

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 49

----- Interpolated Dickey-Fuller -----

Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical
Statistic	Value	Value	Value

Z(t)	0.134	-3.587	-2.933	-2.601
------	-------	--------	--------	--------

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9683

$\Delta \ln_dette$

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 48

----- Interpolated Dickey-Fuller -----
Test 1% Critical 5% Critical 10% Critical
Statistic Value Value Value

Z(t) -5.327 -3.594 -2.936 -2.602

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

$\Delta \ln_rnb$

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 48

----- Interpolated Dickey-Fuller -----
Test 1% Critical 5% Critical 10% Critical
Statistic Value Value Value

Z(t) -6.146 -3.594 -2.936 -2.602

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

$\Delta \ln_export$

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 48

----- Interpolated Dickey-Fuller -----
Test 1% Critical 5% Critical 10% Critical
Statistic Value Value Value

Z(t) -8.988 -3.594 -2.936 -2.602

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Test de cointégration de Johansen

Johansen tests for cointegration

Trend: constant Number of obs = 49

Sample: 1976 - 2024 Lags = 1

5%
maximum trace critical
rank parms LL eigenvalue statistic value
0 3 97.52857 . 21.8114* 29.68
1 8 106.49085 0.30636 3.8869 15.41
2 11 108.43057 0.07612 0.0074 3.76
3 12 108.43429 0.00015

4. VAR sans indicatrices de régime

- Equation de $\ln_dette$

Vector autoregression

Sample: 1976 - 2024 Number of obs = 49
Log likelihood = 108.4343 AIC = -3.936093
FPE = 3.92e-06 HQIC = -3.760317
Det(Sigma_ml) = 2.40e-06 SBIC = -3.472791
Equation Parms RMSE R-sq chi2 P>chi2

ln_dette 4 .163287 0.9697 1568.472 0.0000
ln_rnb 4 .114899 0.9754 1946.187 0.0000
ln_export 4 .116758 0.9770 2080.199 0.0000

	Coef.	Std.Err.	z	P>z	[95%Conf.	Interval]
ln_dette						
ln_dette						
L1.	0.904	0.045	20.210	0.000	0.816	0.992
ln_rnb						
L1.	-0.264	0.196	-1.340	0.180	-0.649	0.121
ln_export						
L1.	0.351	0.186	1.890	0.059	-0.014	0.716
_cons	0.700	0.833	0.840	0.400	-0.932	2.332
ln_rnb						
ln_dette						
L1.	0.003	0.031	0.100	0.919	-0.058	0.065
ln_rnb						
L1.	0.720	0.138	5.210	0.000	0.449	0.991
ln_export						
L1.	0.262	0.131	2.000	0.045	0.006	0.519
_cons	0.770	0.586	1.310	0.189	-0.378	1.919
ln_export						
ln_dette						
L1.	0.005	0.032	0.150	0.880	-0.058	0.068
ln_rnb						
L1.	0.255	0.140	1.820	0.069	-0.020	0.531
ln_export						
L1.	0.756	0.133	5.680	0.000	0.495	1.016
_cons	-0.668	0.595	-1.120	0.262	-1.835	0.498

- **Equation de ln_rnb**

Vector autoregression
Sample: 1976 - 2024 Number of obs = 49
Log likelihood = 108.4343 AIC = -3.936093
FPE = 3.92e-06 HQIC = -3.760317
Det(Sigma_ml) = 2.40e-06 SBIC = -3.472791
Equation Parms RMSE R-sq chi2 P>chi2

ln_dette 4 .163287 0.9697 1568.472 0.0000
ln_rnb 4 .114899 0.9754 1946.187 0.0000
ln_export 4 .116758 0.9770 2080.199 0.0000

	Coef.	Std.Err.	z	P>z	[95%Conf.	Interval]
ln_dette						
ln_dette						
L1.	0.904	0.045	20.210	0.000	0.816	0.992
ln_rnb						
L1.	-0.264	0.196	-1.340	0.180	-0.649	0.121
ln_export						
L1.	0.351	0.186	1.890	0.059	-0.014	0.716
_cons	0.700	0.833	0.840	0.400	-0.932	2.332
ln_rnb						
ln_dette						
L1.	0.003	0.031	0.100	0.919	-0.058	0.065
ln_rnb						
L1.	0.720	0.138	5.210	0.000	0.449	0.991
ln_export						
L1.	0.262	0.131	2.000	0.045	0.006	0.519
_cons	0.770	0.586	1.310	0.189	-0.378	1.919
ln_export						
ln_dette						
L1.	0.005	0.032	0.150	0.880	-0.058	0.068
ln_rnb						
L1.	0.255	0.140	1.820	0.069	-0.020	0.531
ln_export						
L1.	0.756	0.133	5.680	0.000	0.495	1.016
_cons	-0.668	0.595	-1.120	0.262	-1.835	0.498

- **Equation de ln_export**

Vector autoregression

Sample: 1976 - 2024

Number of obs = 49

Log likelihood = 120.3587

AIC = -4.055457

FPE = 3.50e-06

HQIC = -3.747848

Det(Sigma_ml) = 1.48e-06

SBIC = -3.244677

Equation Parms RMSE R-sq chi2 P>chi2

ln_dette 7 .154252 0.9748 1892.961 0.0000

ln_rnb 7 .113219 0.9777 2152.603 0.0000

ln_export 7 .114102 0.9795 2339.747 0.0000

	Coef.	Std.Err.	z	P>z	[95%Conf.	Interval]
ln_dette						
ln_dette						
L1.	0.871	0.045	19.210	0.000	0.782	0.960
ln_rnb						
L1.	-0.109	0.192	-0.570	0.569	-0.486	0.267

ln_export						
L1.	0.200	0.208	0.960	0.336	-0.208	0.608
d1994	-0.042	0.076	-0.550	0.581	-0.190	0.107
d2000	-0.055	0.087	-0.630	0.531	-0.225	0.116
dPSE	0.204	0.091	2.250	0.025	0.026	0.382
_cons	1.138	1.550	0.730	0.463	-1.899	4.175
ln_rnb						
ln_dette						
L1.	0.035	0.033	1.050	0.295	-0.030	0.100
ln_rnb						
L1.	0.664	0.141	4.710	0.000	0.387	0.940
ln_export						
L1.	0.275	0.153	1.800	0.072	-0.025	0.574
d1994	-0.082	0.056	-1.470	0.141	-0.191	0.027
d2000	0.127	0.064	1.990	0.046	0.002	0.253
dPSE	-0.055	0.067	-0.830	0.406	-0.186	0.075
_cons	1.099	1.137	0.970	0.334	-1.130	3.329
ln_export						
ln_dette						
L1.	0.010	0.034	0.290	0.770	-0.056	0.076
ln_rnb						
L1.	0.317	0.142	2.230	0.026	0.038	0.595
ln_export						
L1.	0.569	0.154	3.700	0.000	0.267	0.871
d1994	0.039	0.056	0.700	0.483	-0.070	0.149
d2000	0.111	0.064	1.720	0.085	-0.015	0.237
dPSE	0.093	0.067	1.380	0.168	-0.039	0.225
_cons	1.710	1.146	1.490	0.136	-0.537	3.956

Linear regression

excedent_prim	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
L	.107	.103	1.04	.305	-.101	.315	
dPSE#coL : base	0	.	.	.	.	.	
0							
1	-.166	.109	-1.53	.134	-.385	.053	
dPSE	-5.073e+08	5.366e+08	-0.95	.349	-1.588e+09	5.735e+08	
Constant	-3.155e+08	2.831e+08	-1.11	.271	-8.856e+08	2.547e+08	

Mean dependent var	-374414546.082	SD dependent var	926060178.265
R-squared	0.491	Number of obs	49
F-test	14.494	Prob > F	0.000
Akaike crit. (AIC)	2136.268	Bayesian crit. (BIC)	2143.835

*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

Linear regression

excedent_prim	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
L	-.128	.024	-5.32	0	-.176	-.079	***
Constant	1.889e+08	1.455e+08	1.30	.201	-1.042e+08	4.820e+08	

Mean dependent var	-340734392.298	SD dependent var	918828707.374
R-squared	0.386	Number of obs	47
F-test	28.306	Prob > F	0.000
Akaike crit. (AIC)	2053.464	Bayesian crit. (BIC)	2057.164

*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

Linear regression

excedent prim	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
L	.083	.062	1.34	.201	-.049	.215	
Constant	-2.415e+08	1.296e+08	-1.86	.081	-5.161e+08	33156582	*
Mean dependent var	-91389886.333		SD dependent var		279406545.300		
R-squared	0.100		Number of obs		18		
F-test	1.783		Prob > F		0.201		
Akaike crit. (AIC)	752.286		Bayesian crit. (BIC)		754.067		

*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

Linear regression

excedent prim	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
L	.289	.201	1.43	.17	-.136	.714	
Constant	-9.247e+08	6.518e+08	-1.42	.174	-2.300e+09	4.506e+08	
Mean dependent var	-6284681.684		SD dependent var		537780066.587		
R-squared	0.108		Number of obs		19		
F-test	2.055		Prob > F		0.170		
Akaike crit. (AIC)	818.637		Bayesian crit. (BIC)		820.526		

*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

Linear regression

excedent prim	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
L	-.059	.065	-0.90	.391	-.207	.089	
Constant	-8.228e+08	8.578e+08	-0.96	.363	-2.763e+09	1.118e+09	
Mean dependent var	-1512987981.091		SD dependent var		1271423157.623		
R-squared	0.083		Number of obs		11		
F-test	0.813		Prob > F		0.391		
Akaike crit. (AIC)	494.412		Bayesian crit. (BIC)		495.208		

*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .1$

BIBLIOGRAPHIE

- Abille, A. B., & Siranova, M. (2025).** Capital flight and sovereign bond spreads in Africa: implications for public debt sustainability. *Economic Change and Restructuring*, 58(4).
<https://link.springer.com/content/pdf/10.1007/s10644-025-09891-2.pdf>
- Atingi-Ego, M., Timuno, S., & Makuve, T. (2021).** Public Debt Accumulation in SSA: A Looming Debt Crisis. *Journal of African Economies*, 30(Supplement_1), i103-i139. <https://doi.org/10.1093/jae/ejab023>
- Bohn, H. (1998).** The Behavior of U. S. Public Debt and Deficits. *The Quarterly Journal of Economics*, 113(3), 949-963. <https://epge.fgv.br/users/rubens/wp-content/uploads/2017/01/BOHN-the-behavior-of-u-s-public-debt-and-deficits-1998.pdf>
- Brown, K. J. (2023).** Why hide? Africa's unreported debt to China. *The Review of International Organizations*, 20(1), 1-32. <https://link.springer.com/content/pdf/10.1007/s11558-023-09513-4.pdf>
- Chow, G. C. (1960).** Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica*, 28(3), 591-605.
http://www.stat.ucla.edu/~nchristo/statistics100C/testing_equations_paper.pdf
- Crettez, B., Michel, P. & Wigniolle, B. (2003).** Jusqu'où l'Etat peut-il s'endetter ? Une approche par les modèles à générations imbriquées d'agents. *L'Actualité économique*, 79(3), 277-295.
<https://doi.org/10.7202/009901ar>
- Devarajan, S., Gill, I. S., & Karakulah, K. (2019).** Africa's Debt: Three Concerns, Three Remedies. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3422880>
- Ferrarini, B., & Ramayandi, A. (2015).** Public Debt Sustainability in Developing Asia: An Update. *SSRN Electronic Journal*. <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/128587/1/ewp-468.pdf>
- Hamilton, J. D., & Flavin, M. A. (1986).** On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing. *The American Economic Review*, 76(4), 808-819.v
https://www.nber.org/system/files/working_papers/w1632/w1632.pdf
- Johansen, S. (1988).** Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Johansen, S. (1995).** Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/0198774508.001.0001>
- Mendoza, E. G., & Ostry, J. D. (2008).** International evidence on fiscal solvency: Is fiscal policy "responsible"? *Journal of Monetary Economics*, 55(6), 1081-1093. <https://doi.org/10.5089/9781451866209.001>
- Ndulu, B. J., & O'Connell, S. A. (2021).** Africa's Development Debts. *Journal of African Economies*, 30(Supplement_1), i33-i73. <https://doi.org/10.1093/jae/ejab021>
- Omotor, D. (2021).** External debt sustainability in West African countries. *Review of Economics and Political Science*, 6(2), 118-141. <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/316037/1/1769970665.pdf>
- Pinto, B. (2019).** The 2017 Version of the IMF and World Bank's LIC Debt Sustainability Framework: "Significant Overhaul" or Obsolete? *SSRN Electronic Journal*. <https://brianpintoeconomist.com/wp-content/uploads/2018/06/critique-of-imf-dsf-2017-review-june-1-2018.pdf>
- Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2010).** Growth in a Time of Debt. NBER Working Paper No. 15639. https://www.nber.org/system/files/working_papers/w15639/w15639.pdf
- World Bank. (2025).** International Debt Statistics: Senegal Country Tables.