

La soutenabilité des déficits budgétaires dans les pays de la CEDEAO : une analyse empirique de 2000 à 2016

Moustapha SANE, Université Assane Seck de Ziguinchor, SENEGAL

Abdou-Aziz NIANG, Université Assane Seck de Ziguinchor, SENEGAL

Frida Ngo WENGUI, Université de Douala, CAMEROUN

ISSN : 2509-0399

Reçu le : 27 juin 2022

Date de mise en ligne : 30 septembre 2022

Évalué le : 08 août 2022

Pagination : 93-120

Accepté le : 05 septembre 2022

Référence

SANE, M., NIANG, A.A., WENGUI, F.N., «La soutenabilité des déficits budgétaires dans les pays de la CEDEAO : une analyse empirique de 2000 à 2016», *Revue "Repères et Perspectives Economiques"* [En ligne], Vol. 6, N° 2 / septembre 2022, mis en ligne le 30 septembre 2022.

The sustainability of fiscal deficits in ECOWAS countries: an empirical analysis from 2000 to 2016

Abstract

This article addresses the issue of budget deficits in the context of ECOWAS countries. It offers a contribution to the theoretical and empirical debate on the scope of the budgetary instrument in an integration framework. It's about the sustainability of budget deficits using empirical approaches proven in the relevant literature. Taken as an economic policy tool, the budget deficit made it possible at best to stimulate the economy and at worst to limit the effects of a recession. Thus, to evoke some contributions to the debate on the sustainability of deficits and budgetary adjustments, we will successively consider three aspects of the question. First, that of assessing the sustainability of deficits. This first requires an effort to clarify definitions before mentioning test strategies that mobilize the contributions of time series econometrics. In a second step, it will be a question of moving from analyzes of excessive persistence of deficits to the definition of adjustment strategies. Finally, our attention turns to the cost of budgetary adjustments, by successively considering the temporary issue constituted by the cost of major stabilization episodes. The issues related to the persistence of public deficits, the need and the means to correct them are particularly highlighted in both theoretical and empirical analyzes and it seems to us to be interesting to contribute to this debate through this research activity. According to many authors, we give a scientific and political challenge to our subject. Scientific because it aims to add to the existing literature on the effects of fiscal policy in developing countries. Specifically, it is a possible contribution to the advancement of knowledge regarding the effectiveness of fiscal policy (debt in particular) and the need to impose fiscal rules in an integration area. It is then practical because it is based on the political dimension of the real issue of budget deficits and their financing. In the following we approach from a first angle, the sustainability of deficits ECOWAS budgets through panel non-stationarity tests. In the second phase, we seek to study the effectiveness of strategies based on budgetary magnitudes for the return to balanced budgets in ECOWAS. The results indicate that the deficit levels appear unsustainable. The empirical approach used to examine the determinants of deficits, controls for country-specific effects through an LSDV estimate and proves that debt and gross fixed capital formation have a very strong impact on their formation. The opposite effect is observed on the balance of payments and official development assistance. These results provide information on the significant challenges associated with the zone's economic convergence standards. These

results are a real case of fiscal policy in developing countries. In addition, the existence of a link between the budget deficit and external debt has been a point of convergence for most authors. Among these authors, some think that it is the budget deficit which is at the origin of the external indebtedness and others estimate on the other hand that it is rather the crisis of the indebtedness which is at the base of the crisis. of public finances in accordance with our analysis.

Keywords: public finances; budget deficits; panel data; ECOWAS.

JEL classification : C33; E60; F30; H60

Résumé

Cet article aborde la problématique des déficits budgétaires dans le contexte des Pays de la CEDEAO. Il propose une contribution au débat à la fois théorique et empirique sur la portée de l'instrument budgétaire dans un cadre d'intégration appelé à se renforcer. Il s'interroge sur la soutenabilité des déficits budgétaires à l'aide d'approches empiriques éprouvées dans la littérature correspondante. Les résultats indiquent que les niveaux de déficits apparaissent non soutenables. L'approche empirique convoquée pour examiner les déterminants des déficits, contrôle les effets spécifiques aux pays et montre que la dette et les investissements nationaux ont un impact très fort sur leur formation. L'effet contraire est observé sur la balance des paiements et l'aide publique au développement. Autant de résultats qui renseignent sur les défis importants associés aux normes de convergence économique de la zone. Ces résultats sont un cas réel de la politique budgétaire dans les pays en développement.

Mots-clés : finances publiques ; déficits budgétaires ; données de panel ; CEDEAO.

Introduction

Récemment, la Banque Africaine de Développement (2021) a lancé une forte alerte sur la problématique de la dette et de ses effets en Afrique. Le déficit budgétaire, conformément à la thèse keynésienne est bien un outil de la politique économique. L'efficacité de certaines dépenses publiques comme le suggère Aremo et Olanubi (2016) est une impérative face à la hausse des agrégats des finances publiques qui n'ont pas de retour en termes d'externalités positives sur l'économie, Gomez-Puig et Sosvilla-Rivero (2015) et Dutu et Sicari (2016). Le cas de la crise financière aux Etats Unis en est une des preuves, (Égert 2015), puis Colesnic et al (2016). La problématique de la dette et ses effets représentent une question centrale de la macroéconomie appliquée et nécessite l'utilisation des modèles en fonction des réalités économiques des pays, Bova et al. (2015), puis Fournier et Fall (2015). De cet aspect, Yanushevsky et Yanushevsky (2018), estiment que la macroéconomie appliquée pour les politiques publiques applique les approches de la théorie des systèmes et du contrôle aux problèmes macroéconomiques. Baharumshah et al. (2017), puis Niang et Sane (2020) ont prouvé la nécessité de contrôler l'augmentation de la dette et éviter des effets négatifs à l'activité économique. La gestion macroéconomique et les résultats d'après-crise dans la plupart des grandes économies, les gouvernements sont actuellement confrontés au défi de l'assainissement budgétaire, Cantore et al. (2019). Ainsi, Shen et Zheng (2019), trouvent la nécessité de procéder à un redressement des finances publiques sur des bases plus solides à moyen terme. Cela reste une exigence forte pour une croissance durable suite à l'incertitude accrue dans l'environnement macroéconomique, Paret (2017), puis Everaert et Jansen (2018). Face à la problématique de l'augmentation de la dette et de ses effets dans les petites économies, quelle analyse a-t-on des déficits budgétaires en termes de soutenabilité et de déterminants ? Spécifiquement il s'agit de se poser les questions si les déséquilibres budgétaires peuvent être stables sur le moyen long terme ? Qu'est ce qui expliquer ces effets ? De ces questions de recherches et en s'inspirant des travaux de Guissé (2016), l'objectif général est d'analyser la soutenabilité (en termes de stabilité) des finances publiques au sens large et des déficits budgétaires en particulier. Ainsi, avant de rechercher les facteurs qui expliquent la formation des déficits, nous vérifions leur stabilité à travers deux approches de la littérature. Afin de pouvoir atteindre nos objectifs, on pose les hypothèses selon lesquelles : l'absence de soutenabilité des déficits budgétaires (hypothèse H1) est expliquée par la non stabilité de la dette et par l'absence d'une relation de long terme entre les grandeurs budgétaires. Ces grandeurs expliquent en grande partie les déficits occasionnés (hypothèse H2). L'approche théorique nous amène, du point de vue de la pertinence des recherches

effectuées et des résultats obtenus à aborder notre thème sous quatre dimensions. D'abord, la première partie présente un débat théorique et empirique sur le sujet. La deuxième partie aborde une application empirique du thème. La troisième partie identifie les déterminants des déficits budgétaires. La dernière partie procède à la discussion des résultats et aux implications de politiques.

1. Éléments de revue de la littérature

1.1. Cadre théorique

Alors que la santé des banques est évaluée à l'aide des concepts de liquidité et surtout de solvabilité, le concept roi dans le domaine des finances publiques est celui de la soutenabilité. Dans ce qui suit, une attention particulière est accordée à la notion de solde budgétaire qui désigne la différence entre les recettes et les dépenses. On parle d'excédent budgétaire lorsque le solde est positif et de déficit dans le cas contraire (Bénassy-Quéré et al., 2012). L'analyse de la durabilité est considérée comme la référence modèle pour analyser les trajectoires de la dette à moyen terme dans les économies émergentes, Paret (2017). Il s'agit d'une équation centrale d'accumulation de la dette qui relie la dette future au PIB au ratio d'endettement actuel, au solde primaire, croissance du PIB réel et le taux d'intérêt réel. Un avantage de cette approche est sa simplicité qui lui permet d'être facilement répliquée pour différents pays. La politique budgétaire, comme les autres composantes de la politique économique, a pour objectif de permettre une croissance économique forte et équilibrée que possible. Sa spécificité tient aux instruments qu'elle utilise : variation des soldes et/ou des masses budgétaires, modalité de financement des déficits (création monétaire ou recours à divers types d'emprunts), allègement ou alourdissement des prélèvements obligatoires, etc. Jusqu'au début du XX^{ème} siècle, la théorie économique s'est plus intéressée aux problèmes de justice fiscale qu'à ceux du contrôle de la conjoncture par les finances publiques. Toutefois, l'histoire des dépenses publiques et les problèmes que pose leur financement est beaucoup plus ancienne. Chronologiquement, les questions relatives aux déficits budgétaires ont fait l'objet d'un débat entre keynésiens et néoclassiques vers les années 1929, suite à la crise de surproduction dont la cause principale se résume selon Keynes par la non vérification de la loi de Jean Baptiste Say. En effet, dans un contexte comparable d'intégration régionale et d'une perspective de mise en œuvre de la monnaie unique, la question est également posée dans la zone d'intégration économique (CEDEAO) où l'on s'interroge sur la pertinence à défendre l'équilibre budgétaire au risque de pénaliser l'objectif de stabilisation de l'activité économique des pays membres.

1.2. Cadre empirique

Récemment, Niang et Sane (2020) ont souligné la nécessité d'une analyse permanente des problèmes générés par le déficit public. En effet, ils ont montré à travers un modèle non linéaire que pour un seuil d'endettement de plus de 65.42% du PIB, la dette a un effet anti-keynésien et des externalités négatives qui entraîneraient un problème de soutenabilité des finances publiques. Selon Carrion-i-Silvestre (2014), Hamilton et Flavin (1986), Trehan et Walsh (1988) sont les précurseurs dans les modèles d'analyse de la soutenabilité en termes de stationnarité et de cointégration. Ces approches ont été utilisées par Sarr (2005), puis Guissé (2016) pour étudier la soutenabilité de la politique budgétaire dans l'Union Economique et Monétaire de l'Afrique de l'Ouest (UEMOA) et leurs résultats montrent une absence de soutenabilité. Par contre, Paniagua et al. (2017) trouve une limite à ces approches selon laquelle celle-ci donnent une première idée approximative de la durabilité des finances publiques, mais ils ne mettent pas en évidence les mécanismes d'ajustement au surendettement en dernières années. Baharumshah et al. (2017), propose un modèle de basculement dit de « Markov » pour évaluer la viabilité de la politique budgétaire en Malaisie entre 1980-2014. Leurs résultats indiquent que les décideurs politiques dans le passé ont suivi une politique budgétaire soutenable, sauf pendant les brèves périodes de difficultés économiques. L'analyse empirique révèle que le gouvernement ne devrait réduire les déficits que s'ils dépassent un certain niveau de dette, pour assurer leur soutenabilité à long terme. Parallèlement, Paret (2017), par le biais d'une approche probabiliste, montre l'urgence pour les pays à faible réactivité à la dette de veiller à l'assainissement de leurs finances publiques afin d'éviter des externalités négatives sur la sphère réelle de leurs économies. Dans la suite, nous nous inspirons du modèle de Carrion-i-Silvestre, (2014) qui notamment, sur la base de tests empiriques non stationnaires, s'est intéressé aux déficits de certaines régions de l'Espagne.

2. Analyse de la soutenabilité sous non stationnarité et cointégration des séries

Nous rappelons que généralement, pour étudier la soutenabilité des finances publiques, deux approches de la littérature sont utilisées. Ainsi, en s'inspirant de ces approches, nous étudions dans un premier temps la soutenabilité des déficits budgétaires en testant la non stationnarité des séries de dette sur PIB et de solde courant sur PIB au sens de Hamilton & Flavin (1986). Les données proviennent de la Banque Mondiale World Development Indicator (WDI) et nous travaillons sur les séries de finances publiques pour la période 2000-2016 de la zone

CEDEAO à l'exception de la Guinée Bissau, du Libéria et de la Sierra Léone pour manque important de données relatives aux finances publiques pour certaines observations de la période considérée. Nous avons choisi cette période pour la juste raison que, depuis sa création en 1975, le processus d'intégration économique est devenu plus effectif vers les années 2000. Comme notre thème a trait à un aspect économique, nous avons choisi cette période. Les résultats empiriques des Tests Levin, Lin et Chu 1999, 2002, (LLC), d'Im, Pesaran et Shin 2003 (IPS), Maddala et Wu (MW) et Hadri sont résumés dans le dans le tableau ci-dessous :

Tableau 1 : Soutenabilité sous non stationnarité de la dette/PIB

Tests	Statistique		P-value	
	Coefficient	t	t	P > t
LLC 1	-0.09885	-4.475	-4.28566	0.0000
LLC 2	-0.12926	-3.850	-1.00633	0.1571
LLC 3	-0.46218	-8.018	-2.97290	0.0015
IPS 2	1.217		0.888	
IPS 3	-0.288		0.387	
MW 2	12.3717		0.9754	
MW 3	18.9363		0.7555	
Hadri	14.759		0.0000	

Source : Résultats et données de WDI

La même procédure de test est effectuée sur le surplus primaire (SPpib). Les résultats sont présentés dans le tableau suivant.

Tableau 2 : Soutenabilité sous non stationnarité solde primaire/PIB

Tests	Statistique		P-value	
	Coefficient	t	t	P > t
LLC 1	-0.13964	-4.731	-4.52929	0.0000
LLC 2	-0.22833	-5.160	-1.87258	0.0306
LLC 3	-0.51801	-8.039	-1.90458	0.0284
IPS 2	0.250		0.599	
IPS 3	0.575		0.717	
MW 2	17.1930		0.8403	
MW 3	16.687		0.8612	
Hadri	8.433		0.0000	

Source : Résultats et données de WDI

Nous constatons qu'à l'exception du test de Levin-Lin-Chu sous ses trois dimensions (LLC1, LLC 2 et LLC 3), les résultats montrent que la dette et le solde primaire sont non stationnaires en niveau. Nous constatons que toutes les séries considérées sont non stationnaires ou

instables quel que soit le type de modèle ou de test choisi, comme le montrent les tableaux 1 & 2.

Pour renforcer les résultats de non stabilité, l'approche par la cointégration de Westerlund (2007) est utilisée. Cette approche est constituée de quatre tests (Gt, Ga, Pt et Pa). Les résultats sont présentés dans le tableau ci-dessous.

Tableau 3 : Cointégration entre les séries de revenus et de dépenses

Statistique	Value	Z-value	P-value
Gt	-0.796	0.626	0.734
Ga	-21.895	-14.343	0.000
Pt	-9.644	-6.685	0.000
Pa	-15.014	-17.419	0.000

Source : Résultats et données de WDI

A l'image de Guissé (2016) dont l'approche est inspirée de Trehan & Walsh (1988), on trouve l'importance à notre niveau de tester la cointégration entre la dette et le solde primaire.

Tableau 4 : Cointégration entre les séries de dette et de solde primaire

Statistique	Value	Z-value	P-value
Gt	-0.531	1.542	0.939
Ga	-6.731	-2.322	0.010
Pt	-4.116	-1.949	0.026
Pa	-5.010	-4.961	0.000

Source : Résultats et données de WDI

Les quatre statistiques de tests Gt, Ga puis Pt et Pa, montrent qu'on assiste à une absence de cointégration entre les deux agrégats des finances publiques prises deux à deux. Ce qui fait qu'en se référant aux deux approches utilisées pour analyser la soutenabilité des déficits budgétaires dans la zone CEDEAO, on trouve une absence de soutenabilité ou de durabilité des déficits étudiés ; les déséquilibres des finances publiques ne sont pas stables sur un moyen long terme.

3. Déterminants des déficits budgétaires

3.1. Modèle opératoire

La conclusion selon laquelle les déficits budgétaires dans la CEDEAO ne sont pas soutenables sur notre période d'étude nous amène à nous interroger sur les déterminants des déficits budgétaires. Pour ce faire, nous nous inspirons du modèle de Carrion-i-Silvestre (2014) qui se présente comme suit : $S_{it} = \rho_{it}B_{it} + \alpha Z_{it} + \epsilon_{it}$

Où : $S_{it} = R_{it} - G_{it}$ avec R_{it} les recettes nationales et G_{it} les dépenses du gouvernement sans coûts liés à la dette, B_{it} représente la dette extérieure en début de période t. S_{it} est la part du solde budgétaire (solde net du compte financier des Etats). Et enfin, Z_{it} est

un vecteur de variables explicatives qui saisissent le cycle économique. Le vecteur de variables est constitué de l'aide au développement nommé APD et de la formation brute capitale fixe désignée par FBCF et de la balance des paiements connue sous BP. Nous estimons le modèle à l'aide l'approche LSDV¹. Ce type d'estimation nous permet de capter les effets individuels de chaque individu du groupe.

3.2. Présentation des résultats

La régression du modèle à effets fixes par la méthode d'estimation LSDV a conduit aux résultats ci-dessous.

Tableau 5 : Régression avec effets fixes : méthode LSDV

Variable expliquée	Déficit budgétaire « DEF »			
Observations : 204	Nombre de Pays : 12	Prob > F : 0.0000	F (17, 187) : 1387	R-square : 0.5557
Variables Explicatives	Coefficients	Erreur Standard	t	P > Z
Debt	-0.057	0.017	-2.83	0.005*
APD	0.908	0.144	6.29	0.000**
FBCF	-0.227	0.088	-2.56	0.011*
BP	0.429	0.098	4.35	0,000**
INF	-0.016	0.091	0.19	0.853
dbf	-2.040	2.829	-0.72	0.472
dbn	-0.947	2.534	-0.37	0.709
dcpv	-5.437	4.244	-1.28	0.202
dciv	5.732	2.054	2.79	0.006
dgmb	-5.423	2.953	-1.84	0.068
dgna	-2.964	2.646	-1.12	0.264
dgne	4.203	2.889	1.45	0.147
dqli	-2.694	2.605	-1.03	0.302
dnig	-3.968	3.214	-1.23	0.219
dnga	0.625	2.300	0.27	0.786
dsen	-1.173	2.665	-0.44	0.660
dtgo	3.407	2.450	1.39	0.166
Seuil de significativité	P < 0,05 (**) ; P < 0,1 (*)			

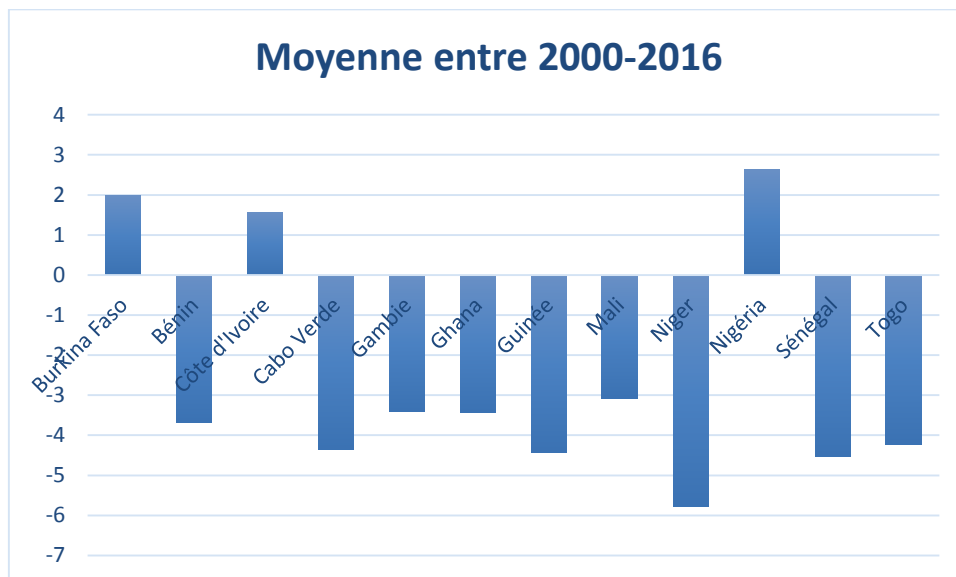
Source : Résultats et données de WDI

L'estimation du modèle à effets fixes avec estimateur LSDV révèle que le R^2 vaut 0.5175. Ce qui veut dire que 51.75 % des fluctuations des déficits budgétaires dans la CEDEAO sont expliquées par les variables du modèle. La statistique de Fisher étant inférieure au seuil de 5 % (Prob = 0.000, alors, le modèle est globalement significatif. Par ailleurs, après avoir fixé les effets individuels (effets par pays) comme le suggère l'estimateur LSDV, on constate un effet positif pour la Côte d'Ivoire, la Guinée, le Nigéria et le Togo. Ce qui veut dire sur la période

¹ En annexes, se trouvent une présentation de l'estimateur LSDV.

d'étude et sur la base des agrégats du modèle, ces pays ont une situation acceptable de leurs finances publiques. En effets, les illustrations graphiques ci-dessous nous donnent plus d'aperçus sur la situation des pays en ce qui concerne les agrégats qui déséquilibrent les finances publiques de cette zone d'intégration.

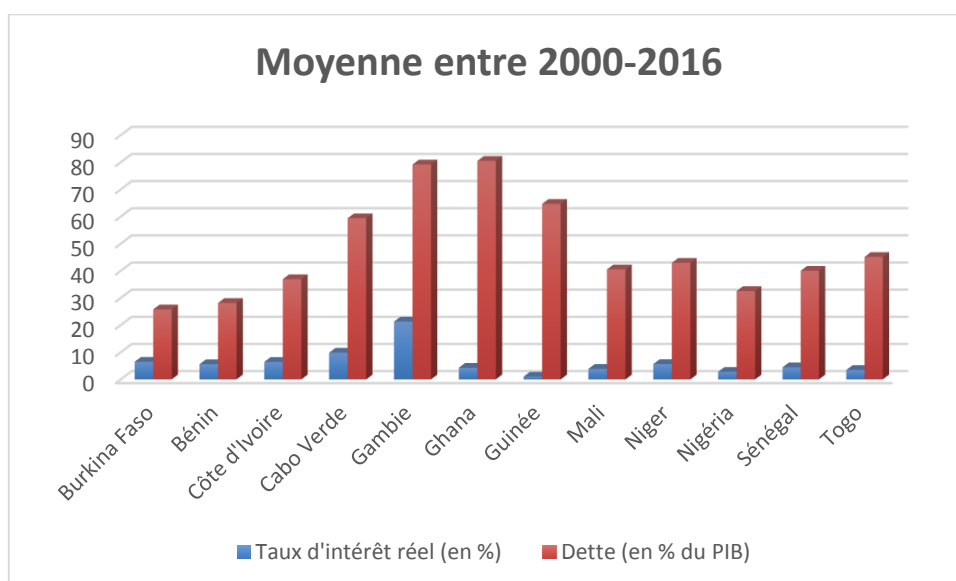
Figure 1 : Solde net du compte financier (% du PIB)



Source : Auteurs à partir des données du WDI

Dans ce graphique, nous constatons que seuls le Burkina Fasso, la Côte d'Ivoire et le Nigéria sont au-dessus de la limite et ont enregistré un solde positif. Ceci s'explique par leur avantage économique au niveau de la zone d'intégration.

Figure 2 : Evolution de la dette (en % du PIB) et du taux d'intérêt réel (en %)



Source : Auteurs à partir des données du WDI

En ce qui concerne la dette, la figure 2 montre que la Gambie occupe la première place et représente le pays le plus endetté avec un coût lié au taux d'intérêt sur la dette élevé. En effet, la Gambie fait partie des pays dont les politiques économiques proviennent d'un financement extérieur de certaines puissances étrangères.

4. Discussion et implications de politiques économiques

La discussion est développée dans la logique des hypothèses posées dans l'introduction. En effet, les déficits budgétaires dans la zone CEDEAO, apparaissent non soutenables à l'image des travaux de Sarr (2005) puis Guissé (2016) et pointent du doigt les effets de la dette et des investissements nationaux sur la sphère réelle de l'Economie de la zone d'intégration conformément aux travaux de Sane et Niang (2020). Ces résultats répondent aux recommandations antérieures de Paret (2017) sur les trajectoires de dette publique à moyen terme dans plusieurs grands pays émergents. A cet effet, le défi pour les pays de la zone est de chercher à avoir un œil sur l'évolution des déficits à défaut de générer des excédents budgétaires par la relance des exportations de produits agricoles où les pays ont un avantage comparatif. Car l'accroissement de l'offre de biens échangeables permettra de réduire le niveau des déficits publics à travers les ressources tirées de l'exportation. Cette nouvelle orientation agricole pourra à terme générer des surplus budgétaires internes dans les différents pays de la CEDEAO et diminuer le recours à l'endettement extérieur. En outre, les entrées de devises peuvent avoir des effets positifs comme négatifs s'ils sont trop abondants : un afflux de flux étrangers peut apprécier le taux de change réel, et mettre ainsi en péril la compétitivité d'un pays. De tel flux ont été observés après la crise de 2008, et le Brésil y a réagi en taxant les entrées de capitaux. Les effets positifs de la BP et de l'ADP sur le solde budgétaire nous permettent de dire que ces grandeurs peuvent contribuer à l'amélioration du déficit budgétaire. La régression à effets fixes avec la méthode LSDV que nous venons d'établir révèle d'une part que la dette extérieure a un impact négatif sur le solde budgétaire. Elle apparaît avec un signe négatif. Nos résultats montrent également que si l'endettement extérieur augmente d'une unité (1% du PIB), le déficit budgétaire se détériore 0.04 point du PIB. Ce qui confirme notre deuxième hypothèse. Nos résultats sont similaires aux travaux de Diop (2013) où l'auteur signale que l'une des conséquences les plus alarmantes de la gestion des finances publiques. Ces aspects sont également signalés chez Baharumshah et al. (2017). La dette contractée par les pays l'a été dans le cadre du financement de projets d'investissement de sorte que la condition précédente d'investissement effectif des sommes empruntées fut respectée. Dans la même dynamique, la formation brute de capital fixe (FBCF) a également un pouvoir explicatif fort sur le déficit budgétaire. Il faudrait donc que

cet indicateur soit de bonne qualité et mesure correctement l'effort d'investissement d'un pays. Ce n'est pas vraiment le cas : du fait de la progression rapide des investissements improductifs dans nos pays sous-développés. Ces investissements improductifs étant parfois importants dans les pays sont souvent assimilés « d'éléphant blanc ». Ce qui explique l'effet négatif de la FBCF sur le déficit budgétaire en rapport avec le rapport de la BAD (2021). Les deux effets de ces variables sur le solde financier des Etats nous permettent de confirmer entièrement notre deuxième hypothèse selon laquelle le poids de la dette et les investissements publics expliquent en grande partie les déficits budgétaires. L'insatisfaction vis-à-vis de la politique d'endettement extérieur des pays nous conduirait à soulever une autre approche : l'aide budgétaire. Il s'agit de soutenir la politique de croissance inclusive, ou une politique sectorielle, en effectuant un don ou prêt qui est versé directement dans les caisses du Trésor du pays aidé et être affecté à une utilisation particulière) et dépensé suivant les procédures nationales. Cette forme d'aide ne crée donc pas de distorsion en ce qui concerne le choix des politiques, et respecte le processus démocratique d'allocation des ressources publiques. Il valorise également les dispositifs locaux de contrôle des finances publiques. Pour les critiques, les l'aide budgétaire représente un « chèque en blanc ». La politique budgétaire est le principal instrument d'intervention de l'État dans la vie économique. Le monde des finances publiques est soumis en ces temps de crise à des injonctions paradoxales que l'économiste est bien en peine de réconcilier : si la plupart des gouvernements confortés par les organisations internationales sont acquis aux principes de la relance budgétaire, l'impact de ces mesures de relance sur l'endettement extérieur est parfois impressionnant. Alors que les cycles économiques faisaient succéder régulièrement des périodes de crise aux phases d'expansion, les doctrines financières se trouvaient désarmées et considéraient ces récessions économiques comme inévitables. Dans de telles situations, alors que les recettes fiscales régressaient, la pensée libérale, suivant en cela les vieilles règles d'Adam Smith, prônait un retour à l'équilibre budgétaire par une contraction parallèle des dépenses publiques. Ils suivaient ainsi une politique budgétaire (budgets cycliques) fondée sur l'existence de cycle d'activité, inspirée des travaux des institutionnalistes. Mais cette politique, en laissant essentiellement jouer les stabilisateurs automatiques, n'a donné que des résultats très insuffisants.

Conclusion

Bien qu'il existe des travaux abordant l'impact de certains agrégats des finances publiques sur la croissance, à notre connaissance actuelle il existe peu de travaux qui traitent de la soutenabilité des déficits budgétaires conditionnés par la dette extérieure. Dans ce papier nous

avons d'abord tenté de vérifier la soutenabilité des déficits budgétaires des pays de la CEDEAO selon deux approches de la littérature. Les pays en développement dont font partie les pays de la CEDEAO étaient considérés comme un ensemble plus ou moins homogène après la seconde guerre mondiale, lorsque les institutions de Bretton Wood (IBW) ont été mises en place. Par ailleurs, une information importante de résultats nous pousse à nous interroger sur l'impact des mouvements de capitaux suite à une absence de soutenabilité des déficits. En effet, les entrées de capitaux ont plusieurs dimensions. Au minimum, deux dimensions principales ont été considérées depuis des années : tout flux de financement extérieur est à la fois une épargne « extérieure » qui vient s'ajouter à l'épargne locale, et une entrée de devises. Cette double dimension est importante notamment pour les pays à faible revenu dont font partie les pays de la CEDEAO où le taux d'épargne est souvent faible, mais où, de plus, la production de biens d'équipement est inexistante : il en résulte qu'investir veut dire nécessairement importer (c'est pourquoi certains auteurs ont décrit les secteurs exportateurs comme des secteurs de « quasi-production de biens d'équipement », pointant le fait que ce sont les devises gagnées par ces secteurs qui rendent l'investissement possible). En termes d'implications théoriques et pratiques, l'analyse empirique révèle que les Etats doivent non seulement réduire les déficits s'ils dépassent un certain niveau, pour assurer leur soutenabilité à long terme mais aussi de veiller à ce que les ressources issues de leur politiquement d'endettement soient orientées vers les investissements productifs. Par ailleurs, une des limites de cette recherche, est qu'on n'a pas mis l'accent sur l'apport de l'intégration financière et de sa variabilité sur le solde net du compte financier des Etats à l'image des conclusions de la BAD (2021). Face aux inquiètes liées à la problématique du financement des activités économiques par la politique d'endettement, cet aspect permettrait dans une analyse empirique de voir non seulement les impacts d'un tel effet sur la variabilité des soldes du compte financier des Etats mais aussi de renforcer le cadre d'analyse empirique d'un tel thème d'actualité.

Références bibliographiques

- Ahmed S. & Rogers J. H. (1995). Government budget deficits and trade deficits: Are present value constraints satisfied in long-term data? *Journal of Monetary Economics*, 36(2), 351–374.
- Arema G. A. & Olanubi S. O. (2016). Public health expenditure efficiency and infant survival rates in three selected sub-Saharan African countries: A stochastic frontier analysis for the period 1998–2012, *International Journal of Economics Commerce and Management*, 4, 140–162.
- BAD. (2021). Perspectives économiques en Afrique 2021 : De la résolution de la dette à la croissance : une feuille de route pour l’Afrique, 194 p.
- Baharumshah A.Z. Soon S.V. & Lau E. (2017). Sustainability in an emerging market economy: When does public debt turn bad? *Journal of Policy Modeling*, 39 (2017) 99–113, <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2016.11.002>
- Baharumshah A. Z. & Soon S. V. (2014). Inflation, inflation uncertainty and output growth: What does the data say for Malaysia?, *Journal of Economic Studies*, 41(3), 370–386.
- Bénassy-Quéré A. et al. (2012). *Politique économique*, 3^{ième} éd, 728 p.
- Berti K. Colesnic E. Despouts C. Pamies S. & Sail E. (2016). Fiscal reaction functions for European union countries. *Eur. Econ.*, 28 (028) Discussion Papers.
- Bohn H. (2007). Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint? *Journal of Monetary Economics*, 54(7), 1837–1847.
- Bova E. Kinda T. Muthoor P. Toscani F. (2015). Fiscal Rules at a Glance. *International Monetary Fund*. update of Working Paper 12/273.
- Cantore C. Levine P. Pearlman J. (2019). Optimal fiscal and monetary policy, debt crisis, and management, *Macroeconomic Dynamics*, Volume 23 , Issue 3 , April 2019, pp. 1166 – 1204, <https://doi.org/10.1017/S1365100517000207>.
- Carrion-i-Silvestre J. L. (2014). Fiscal deficit sustainability of the Spanish regions. *Finanzas públicas*, Universitat de Barcelona, Novembre 2014.
- Dickey D.A. & Fuller W.A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49, pp. 1057-1072.
- Diop M.-C. (dir). (2013). *Sénégal (2000-2012), les institutions et politiques publiques à l’épreuve d’une gouvernance libérale*, CRES-KARTHALA, 836 p.
- Dutu R. & Sicari P. (2016). Public spending efficiency in the OECD: Benchmarking health care education and general administration, *In OECD Economics Department Working Papers*, No. 1278, Paris: OECD Publishing.

- Everaert G. & Stijn J. (2018). On the estimation of panel fiscal reaction functions: Heterogeneity or fiscal fatigue? *Economic Modelling*, volume 70, 2018, pages 87–96, <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2017.10.014>
- Everaert G. De Groote T. (2016). Common correlated effects estimation of dynamic panels with cross-sectional dependence. *Econ. Rev.* 35 (3), 428–463.
- FMI. (2016). *Fiscal monitor: Acting now, acting together*, Report, International Monetary Fund
- Gomez-Puig M. & Sosvilla-Rivero S. (2015). The causal relationship between debt and growth in EMU countries, *Journal of Policy Modeling*, 37(6), 974–989.
- Fournier J.-M. & Fall F. (2015). Limits to Government Debt Sustainability, *Working Papers*, 1229. OECD Economics Department.
- Guissé O. (2016). *Effets de l'Endettement Public sur la Croissance Économique en présence de Non Linéarité : Cas des pays de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine*, Thèse UNIVERSITÉ D'ORLÉANS, 272 p
- Hadri K. (2000). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panel Data. *The Econometrics Journal*, 3,148-161. <http://dx.doi.org/10.1111/1368-423X.00043>
- Hamilton J.D. & Flavin, M.A. (1986). On the Limitations of Government Borrowing: a Framework for Empirical Testing, *American Economic Review*, 76, 808-819
- Hurlin C. & Mignon V. (2005). Une Synthèse des Tests de Racine Unitaire en sur Données de Panel, *Economie et Prévision*, 169-171, pp. 251-295.
- Levin A. & Lin C.F. (1992). Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties, University of California at San Diego, Discussion Paper 92-93.
- Levin A. & Lin C.F. (1993). Unit Root Test in Panel Data: New Results. University of California at San Diego, Discussion Paper 93-56.
- Levin A. & Lin C.F. Chu. C.S.J. (2002). Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties, *Journal of Econometrics*, 108, pp.1-24.
- Maddala G. S. & Wu S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics Special*, Issue, 61, pp.631-652.
- Niang A. A. & Sane M. (2020). Financement des déficits budgétaires par emprunt et leurs effets sur la sphère réelle des économies de la CEDEAO, *Revue Economie, Gestion, Société*, Vol. 1, N° 24, <http://revues.imist.ma/?journal=REGS>.
- Paniagua J. Sapena J. & Tamarit C. (2017). Fiscal sustainability in EMU countries: A continued fiscal commitment? *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, <http://dx.doi.org/10.1016/j.intfin.2017.08.014>

- Paret A.C. (2017). Debt sustainability in emerging market countries: Some policy guidelines from a fan-chart approach, *Economic Modelling*, Volume 63, 2017, pp. 26-45, <http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2017.01.010>.
- Pattnaik D. Kumar S. Burton B. & Lim W.M. (2021). Economic Modelling at thirty-five: A retrospective bibliometric survey, *Economic Modelling*, <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2021.105712>.
- Sarr F. (2005). La soutenabilité de la politique budgétaire dans la zone UEMOA : essai d'évaluation théorique et empirique. *Orléans : Publications du LEO*.
- Shen G. & Zheng J. (2019), Optimal Fiscal Policy With Land Financing In China. *Macroeconomics dynamics*, *Cambridge University Press*, vol. 23(7), pages 2649-2674, October.
- Chen S.-W. (2014). Testing for fiscal sustainability: New evidence from the G-7 and some European countries. *Economic Modelling*, 37 (February), 1–15.
- Quintos C. (1995). Sustainability of the deficit process with structural shifts, *Journal of Business and Economic Statistics* 13, pp. 409–417
- Tran N. (2018). *Threshold for fiscal sustainability assessment in emerging economies*, *Journal of Policy Modeling*, Volume 40, Issue 2, March–April 2018, Pages 375-394 , <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2018.01.011>**
- Trehan B. & Walsh C. (1988). Common trends, the government budget constraint, and revenue smoothing, *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, pp. 425–444.
- Trehan B. & Walsh, C. (1991). Testing intertemporal budget constraints: theory and applications to U.S. Federal budget and current account deficits. *Journal of Money, Credit and Banking* 23, pp. 210–223.
- Westerlund J. (2007). Testing for error correction in panel data, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 69: 709–748.
- Yanushevsky R. & Yanushevsky C. (2018). *Applied Macroeconomics for Public Policy*, 1st edition (July 6, 2018), Academic Press, 230 pages.

Annexes

Annexe I : statistiques descriptives et matrice de corrélation

✓ **Statistiques descriptives des variables du modèle à estimateur LSDV**

Variable		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations
DEF	overall	-2.42276	7.652438	-22.13135	37.79624	N = 204
	between		3.869135	-9.184116	4.829972	n = 12
	within		6.691003	-18.98286	35.8232	T = 17
Debt	overall	40.10363	29.57701	1.271062	169.5206	N = 204
	between		17.59171	14.37637	74.33587	n = 12
	within		24.28421	-18.10305	146.7371	T = 17
APD	overall	8.617553	4.600677	.4191017	20.54995	N = 204
	between		3.800753	1.404065	14.15941	n = 12
	within		2.803407	1.649952	19.18335	T = 17
FBCF	overall	22.00924	9.374062	4.562498	51.8205	N = 204
	between		7.828582	11.31346	41.94375	n = 12
	within		5.60507	6.058426	50.21195	T = 17
BP	overall	-5.630593	7.51899	-29.59177	32.54303	N = 204
	between		5.828446	-12.93687	9.129919	n = 12
	within		5.024136	-25.9766	17.78252	T = 17
INF	overall	5.503029	6.819064	-4.787234	34.69527	N = 204
	between		5.367173	1.642665	16.06321	n = 12
	within		4.468061	-8.3502	25.9123	T = 17

✓ **Matrice de corrélation entre les variables du modèle avec estimateur LSDV**

	DEF	Debt	BP	APD	FBCF	INF
DEF	1.0000					
Debt	-0.1084	1.0000				
BP	0.5310	-0.0063	1.0000			
APD	-0.0556	0.1591	-0.3506	1.0000		
FBCF	-0.4629	-0.0697	-0.6374	0.4882	1.0000	
INF	0.0150	0.2213	0.1446	-0.2359	-0.1864	1.0000

Annexe II : Justification du choix de la modélisation par l'estimateur LSDV

✓ Préambule

Dans cette activité de recherche, on dispose d'informations non seulement dans la dimension temporelle, mais aussi dans la dimension individuelle, soit un panel de N individus (12 pays) suivis de T périodes (17 ans). Et un des avantages des données de panel est de permettre au chercheur d'avoir une grande flexibilité dans la modélisation des différences entre les individus. Et empiriquement quand on fait face à un tel cas, il est souvent demandé d'aborder la recherche sous deux angles à travers des modèles de panel classique : le modèle à effets fixes et le modèle à effet aléatoires. L'utilisation de ces méthodes d'estimation est faite quand il s'agit d'informations sur les individus tirées de manières aléatoires. Mais dans notre cas puis qu'on s'intéresse à un ensemble d'individus qui ne sont pas tirés de manière aléatoire mais qui ont plutôt un ensemble de critères communs à presque tous les pays, nous choisissons le modèle à effets fixes à estimateur LSDV (Least Square Dummy Variable). Le choix d'une telle méthode d'estimation résulte du fait qu'on dispose d'informations sur 12 individus ; la perte de degré de liberté est minimisée.

Ainsi, soit le modèle de panel à effet fixes ci-dessous. En faisant l'hypothèse que les effets individuels α_i sont représentés par des constantes (d'où l'appellation modèle à effets fixes). Nous allons déterminer la forme générale des estimateurs des paramètres α_i et β dans ce modèle à effets fixes. On considère donc le modèle suivant sous l'hypothèse (H1) décrite comme suit:

- ✓ $\varepsilon_{i,t}$ est une perturbation aléatoire centrée, $E(\varepsilon_{i,t}) = 0 \forall i, t$
- ✓ Les variables explicatives sont indépendantes de $\varepsilon_{i,t}$
- ✓ Les variables explicatives sont non colinéaires.

Modèle à effets fixes : $y_{i,t} = \alpha_i + \beta' x_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \forall t \in [1, T]$ (1.1) Où $\alpha_i \in \mathbb{R}, \beta' = (\beta_1 \beta_2 \dots \beta_k) \in \mathbb{R}^K, i$, un vecteur de dimension (K,1). Tous les paramètres du modèle sont des constantes et l'on suppose pour simplifier qu'il n'existe pas d'effet temporel. On définit le vecteur ε_i tel que :

$$\varepsilon_i = (\varepsilon_{i,1} \ \varepsilon_{i,2} \dots \varepsilon_{i,T})$$

(T,1)

Pour étudier les propriétés des estimateurs du modèle à effets fixes, nous allons faire une hypothèse supplémentaire sur la nature du processus des résidus $\varepsilon_{i,t}$. Cette hypothèse constitue tout simplement la généralisation dans la dimension de panel de la définition d'un bruit blanc.

Hypothèse (H2) : on suppose que les résidus $\varepsilon_{i,t}$ sont i.i.d et satisfont les conditions suivantes, $\forall i \in [1, N], \forall t \in [1, T]$

- ✓ $E(\varepsilon_{i,t}) = 0$
- ✓ $E(\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{i,s}) = \begin{cases} \sigma_c^2 & t = s \\ 0 & \forall t \neq s \end{cases}$, ce qui implique que $E(e_i e_i') = \sigma_c^2 I_T$ où I_T désigne la matrice identité (T, T)
- ✓ $E(\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{j,s}) = 0, \forall j \neq i, \forall (t, s)$

La première condition impose tout simplement que l'espérance des résidus du modèle soit nulle. La seconde condition, standard en économétrie des séries temporelles, impose que le processus $\varepsilon_{i,t}$ soit un processus « sans mémoire » (dans la dimension temporelle). Pour chaque individu, il n'existe ainsi aucune corrélation entre le niveau présent du processus $\varepsilon_{i,t}$ et les réalisations passées. Seule la variance du processus $\varepsilon_{i,t}$ est non nulle. L'introduction d'une dimension individuelle, nous oblige ici à définir une seconde contrainte qui est que tous les processus individuels $\varepsilon_{i,t}$ ont la même variance σ_c^2 quel que soit l'individu considéré. Autrement dit, la matrice de variance covariance du processus α_i est proportionnelle, à un scalaire près, à la matrice identité. Enfin, la troisième condition stipule qu'il n'existe aucune corrélation entre les processus d'innovation pour deux individus distincts et cela quelle que soit la date considérée.

✓ Estimateur Within ou LSDV

L'estimateur des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) des paramètres α_i et β dans le modèle à effets fixes est appelé estimateur Within; ou estimateur à effets fixes ou estimateur LSDV (Least Square Dummy Variable). Le terme Within s'explique par le fait que cet estimateur tient compte de la variance intra groupe de la variable endogène. La troisième appellation LSDV tient au fait que cet estimateur conduit à introduire des variables dummies. Les estimateurs de ce modèle par la méthode des MCO sont les meilleurs estimateurs linéaires, sans biais et convergents (BLUE). Dans la pratique, l'estimateur des MCO ou LSDV est obtenu à partir d'un modèle transformé où les différentes variables du modèle sont centrées par rapport à leurs moyennes individuelles respectives. On retient, alors, la spécification suivante :

$$\tilde{Y}_{it} = \sum_k \beta_k \tilde{x}_{kit} + \tilde{\varepsilon}_{it} \text{ Avec } \begin{cases} \tilde{Y}_{it} = Y_{it} - \bar{Y}_{it} \\ \tilde{x}_{it} = X_{it} - \bar{X}_{it} \\ \tilde{\varepsilon}_{it} = \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_{it} \end{cases}$$

Les réalisations des estimateurs des constantes α_i sont déduites au point moyen après estimation des paramètres β_k par MCO sur le modèle transformé précédent.

$$\hat{\alpha}_i = \bar{Y}_i - \sum_{k=1}^p \hat{\beta}_k \bar{x}_{ki}$$

Il est conseillé dans le cas où le panel est non cylindré d'utiliser l'option **robuste** (estimateur à effet fixe robuste) de manière à tenir compte de l'hétéroscédasticité des erreurs, puisque la variance des erreurs du modèle transformé n'est pas constante. En effet, on vérifie que :

$$V(\varepsilon_{it}) = \sigma_\varepsilon^2 \frac{T_i}{T_i - 1}$$

Outre le fait que la variabilité inter-individuelle n'est pas exploitée pour estimer les paramètres structurels du modèle, une limite inhérente au modèle à effets fixes réside dans le fait que l'impact des facteurs invariants à travers le temps ne peut être identifié. Ceci constitue une limite au niveau de l'analyse économique, puisqu'il revient à restreindre le champ d'analyse économique de l'étude.

Annexe III : Tests de non stationnarité

✓ Maddala Wu (MW)

```
. xtfisher Debt , trend lags(1)

Fisher Test for panel unit root using an augmented Dickey-Fuller test (1 lags)

Ho: unit root

      chi2(24)      =    12.3717
      Prob > chi2   =     0.9754

. xtfisher D.Debt , trend lags(1)

Fisher Test for panel unit root using an augmented Dickey-Fuller test (1 lags)

Ho: unit root

      chi2(24)      =    37.4813
      Prob > chi2   =     0.0392
```

```
. xtfisher Debt , lags(1)

Fisher Test for panel unit root using an augmented Dickey-Fuller test (1 lags)

Ho: unit root

      chi2(24)      =    18.9336
      Prob > chi2   =     0.7555

. xtfisher D.Debt , lags(1)

Fisher Test for panel unit root using an augmented Dickey-Fuller test (1 lags)

Ho: unit root

      chi2(24)      =    55.7628
      Prob > chi2   =     0.0002
```

✓ **Im-Pesaran-Shin (IPS)**

```
. ipshin Debt , trend lags(1)

Im-Pesaran-Shin test for cross-sectionally demeaned Debt
Deterministics chosen: constant & trend

t-bar test, N,T = (12,17)      Obs = 180
Augmented by 1 lags (average)

      t-bar      cv10      cv5      cv1      W[t-bar]      P-value
-2.248    -2.460    -2.550    -2.710    -0.288      0.387

. ipshin D.Debt , trend lags(1)

Im-Pesaran-Shin test for cross-sectionally demeaned D.Debt
Deterministics chosen: constant & trend

t-bar test, N,T = (12,16)      Obs = 168
Augmented by 1 lags (average)

      t-bar      cv10      cv5      cv1      W[t-bar]      P-value
-2.830    -2.460    -2.550    -2.710    -2.478      0.007
```

```
. ipshin Debt , lags(1)

Im-Pesaran-Shin test for cross-sectionally demeaned Debt
Deterministics chosen: constant

t-bar test, N,T = (12,17)      Obs = 180
Augmented by 1 lags (average)

      t-bar      cv10      cv5      cv1      W[t-bar]      P-value
-1.180    -1.820    -1.910    -2.080     1.217      0.888

. ipshin D.Debt , lags(1)

Im-Pesaran-Shin test for cross-sectionally demeaned D.Debt
Deterministics chosen: constant

t-bar test, N,T = (12,16)      Obs = 168
Augmented by 1 lags (average)

      t-bar      cv10      cv5      cv1      W[t-bar]      P-value
-2.874    -1.820    -1.910    -2.080    -4.919      0.000
```

✓ **Levin-Lin-Chu (LLC)**

```
. levinlin Debt, lag(1) noconstant

Levin-Lin-Chu test for Debt      Deterministics chosen: none

Pooled ADF test, N,T = (12,17)  Obs = 180
Augmented by 1 lags (average)    Truncation: 7 lags

coefficient      t-value      t-star      P > t
-0.09885         -4.475       -4.28566    0.0000
```

```
. levinlin Debt, lag(1)

Levin-Lin-Chu test for Debt      Deterministics chosen: constant

Pooled ADF test, N,T = (12,17)   Obs = 180
Augmented by 1 lags (average)     Truncation: 7 lags

coefficient      t-value      t-star      P > t
-0.12926        -3.850       -1.00633    0.1571

. levinlin D.Debt, lag(1)

Levin-Lin-Chu test for D.Debt    Deterministics chosen: constant

Pooled ADF test, N,T = (12,16)   Obs = 168
Augmented by 1 lags (average)     Truncation: 7 lags

coefficient      t-value      t-star      P > t
-1.10487        -10.540     -5.16432    0.0000
```

```
. levinlin Debt, lag(1) noconstant

Levin-Lin-Chu test for Debt      Deterministics chosen: none

Pooled ADF test, N,T = (12,17)   Obs = 180
Augmented by 1 lags (average)     Truncation: 7 lags

coefficient      t-value      t-star      P > t
-0.09885        -4.475      -4.28566    0.0000

. levinlin Debt, lag(1) trend

Levin-Lin-Chu test for Debt      Deterministics chosen: constant & trend

Pooled ADF test, N,T = (12,17)   Obs = 180
Augmented by 1 lags (average)     Truncation: 7 lags

coefficient      t-value      t-star      P > t
-0.46218        -8.018      -2.97290    0.0015
```

✓ **Hadri**

```
. hadrilm Debt
```

Hadri (2000) panel unit root test for Debt
with 17 observations on 12 cross-sectional units

eps	Z(mu)	P-value	Z(tau)	P-value
Homo	24.913	0.0000	12.604	0.0000
Hetero	21.843	0.0000	14.759	0.0000
SerDep	9.095	0.0000	5.859	0.0000

H0: all 12 timeseries in the panel are stationary processes
Homo: homoskedastic disturbances across units
Hetero: heteroskedastic disturbances across units
SerDep: controlling for serial dependence in errors (lag trunc = 2)

```
. hadrilm D.Debt
```

Hadri (2000) panel unit root test for D.Debt
with 16 observations on 12 cross-sectional units

eps	Z(mu)	P-value	Z(tau)	P-value
Homo	-0.452	0.6744	-1.315	0.9057
Hetero	2.786	0.0027	0.815	0.2076
SerDep	0.627	0.2652	1.331	0.0916

H0: all 12 timeseries in the panel are stationary processes
Homo: homoskedastic disturbances across units
Hetero: heteroskedastic disturbances across units
SerDep: controlling for serial dependence in errors (lag trunc = 2)

Solde primaire (SP/pib)

```
. levinlin SPpib, lags(1) noconstant

Levin-Lin-Chu test for SPpib      Deterministics chosen: none

Pooled ADF test, N,T = (12,17)    Obs = 180
Augmented by 1 lags (average)      Truncation: 7 lags

coefficient      t-value      t-star      P > t
-0.13964        -4.731        -4.52929    0.0000

. levinlin SPpib, lags(1)

Levin-Lin-Chu test for SPpib      Deterministics chosen: constant

Pooled ADF test, N,T = (12,17)    Obs = 180
Augmented by 1 lags (average)      Truncation: 7 lags

coefficient      t-value      t-star      P > t
-0.22833        -5.160        -1.87258    0.0306

. levinlin SPpib, lags(1) trend

Levin-Lin-Chu test for SPpib      Deterministics chosen: constant & trend

Pooled ADF test, N,T = (12,17)    Obs = 180
Augmented by 1 lags (average)      Truncation: 7 lags

coefficient      t-value      t-star      P > t
-0.51801        -8.039        -1.90458    0.0284
```

✓ **Maddala Wu**

```
. xtfisher SPpib, lags(1)

Fisher Test for panel unit root using an augmented Dickey-Fuller test (1 lags)

Ho: unit root

      chi2(24)      =   17.1930
      Prob > chi2   =    0.8403

. xtfisher SPpib, lags(1) trend

Fisher Test for panel unit root using an augmented Dickey-Fuller test (1 lags)

Ho: unit root

      chi2(24)      =   16.6987
      Prob > chi2   =    0.8612

. xtfisher D.SPpib, lags(1)

Fisher Test for panel unit root using an augmented Dickey-Fuller test (1 lags)

Ho: unit root

      chi2(24)      =   67.1499
      Prob > chi2   =    0.0000

. xtfisher D.SPpib, lags(1) trend

Fisher Test for panel unit root using an augmented Dickey-Fuller test (1 lags)

Ho: unit root

      chi2(24)      =   47.7349
      Prob > chi2   =    0.0027
```

✓ **IPS**

```
. ipshin SPpib , lags(1)

Im-Pesaran-Shin test for cross-sectionally demeaned SPpib
Deterministics chosen: constant

t-bar test, N,T = (12,17)          Obs = 180
Augmented by 1 lags (average)

      t-bar      cv10      cv5      cv1      W[t-bar]      P-value
      -1.447     -1.820     -1.910     -2.080     0.250     0.599

. ipshin D.SPpib , lags(1)

Im-Pesaran-Shin test for cross-sectionally demeaned D.SPpib
Deterministics chosen: constant

t-bar test, N,T = (12,16)          Obs = 168
Augmented by 1 lags (average)

      t-bar      cv10      cv5      cv1      W[t-bar]      P-value
      -2.440     -1.820     -1.910     -2.080     -3.345     0.000

. ipshin D.SPpib , lags(1)

Im-Pesaran-Shin test for cross-sectionally demeaned D.SPpib
Deterministics chosen: constant

t-bar test, N,T = (12,16)          Obs = 168
Augmented by 1 lags (average)

      t-bar      cv10      cv5      cv1      W[t-bar]      P-value
      -2.440     -1.820     -1.910     -2.080     -3.345     0.000

. ipshin SPpib , lags(1) trend

Im-Pesaran-Shin test for cross-sectionally demeaned SPpib
Deterministics chosen: constant & trend

t-bar test, N,T = (12,17)          Obs = 180
Augmented by 1 lags (average)

      t-bar      cv10      cv5      cv1      W[t-bar]      P-value
      -2.019     -2.460     -2.550     -2.710     0.575     0.717

. ipshin D.SPpib , lags(1) trend

Im-Pesaran-Shin test for cross-sectionally demeaned D.SPpib
Deterministics chosen: constant & trend

t-bar test, N,T = (12,16)          Obs = 168
Augmented by 1 lags (average)

      t-bar      cv10      cv5      cv1      W[t-bar]      P-value
      -2.417     -2.460     -2.550     -2.710     -0.925     0.178
```

✓ **Hadri**

```
. hadrilm SPpib

Hadri (2000) panel unit root test for SPpib
with 17 observations on 12 cross-sectional units
```

eps	Z(mu)	P-value	Z(tau)	P-value
Homo	21.433	0.0000	5.710	0.0000
Hetero	15.508	0.0000	8.433	0.0000
SerDep	7.377	0.0000	1.650	0.0495

```
H0: all 12 timeseries in the panel are stationary processes
Homo: homoskedastic disturbances across units
Hetero: heteroskedastic disturbances across units
SerDep: controlling for serial dependence in errors (lag trunc = 2)

. hadrilm D.SPpib

Hadri (2000) panel unit root test for D.SPpib
with 16 observations on 12 cross-sectional units
```

eps	Z(mu)	P-value	Z(tau)	P-value
Homo	-1.835	0.9668	0.712	0.2383
Hetero	-0.189	0.5748	-0.425	0.6645
SerDep	-1.758	0.9607	1.465	0.0715

```
H0: all 12 timeseries in the panel are stationary processes
Homo: homoskedastic disturbances across units
Hetero: heteroskedastic disturbances across units
SerDep: controlling for serial dependence in errors (lag trunc = 2)

.
```