

ANNALES DE L'UNIVERSITE MARIEN NGOUABI

Sciences Economiques et de Gestion

VOL. 18 – N° 2 – ANNEE 2018

ISSN : 1815 – 4433

www.annalesumng.org

ANNALES DE L'UNIVERSITE MARIEN NGOUABI SCIENCES ECONOMIQUES ET DE GESTION



VOLUME 18, NUMERO 2, ANNEE 2018

www.annalesumng.org

SOMMAIRE

Directeur de la publication :

J. R. IBARA

Rédacteur en chef :

J. GOMA-TCHIMBAKALA

Rédacteur en chef adjoint :

M. M. A. NDINGA

Comité de Lecture :

F.V. AMOUSSOUGA (Cotonou)

B. BEKOLO-EBE (Douala)

A. BIAO (Parakou)

N. BIGOU LARE (Lomé)

H. DIATA (Brazzaville)

J. ISSA SAYEGH (Dakar)

M. KASSE (Dakar)

S. LENGA (Brazzaville)

B. MAKOSSO (Brazzaville)

G. Aké N'GBO (Abidjan)

A. ONDO-OSSA (Libreville)

YAO NDRE (Abidjan)

Comité de Rédaction :

F. DZAKA KIKOUTA (Brazzaville)

J.A. MAMPASSI (Brazzaville)

Webmaster :

R. D. ANKY

Administration – Rédaction :

Université Marien NGOUABI

Direction de la Recherche

B.P. 69, Brazzaville – Congo

E-mail : annales@umng.cg

ISSN : 1815 - 4433

- 1 **Réflexion sur la construction des territoires économiques, solution alternative à la diversification économique du Congo**
F NGANGOUE, J. J. M BAZABANA
- 19 **Effets des chocs pétroliers sur les variables macroéconomiques en république du Congo**
A. F. AKOUELE
- 32 **Effets du déclassement sur le salaire chez les jeunes au Congo**
T. C. NGASSA
- 45 **Les déterminants de la déforestation : cas du bassin du Congo**
J. C. BOZONGO
- 57 **Relation entre la consommation d'énergie et la croissance économique dans les pays de la CEMAC.**
H. LEKANA
- 72 **La fécondité affecte-t-elle la pauvreté au Niger ?**
A. B. MAHAMAN YAOU, M. N. MALAM MAMAN
- 84 **Financement de l'offre agricole au Congo : banques ou État ?**
R. F. D. BANY
- 101 **Effets de l'annulation de la dette et de la qualité des institutions sur la croissance économique dans les pays de la CEMAC**
P. G. BATILA NGOUALA KOMBO
- 114 **Accès au crédit agricole et performance agricole dans la zone office du Niger : cas de la culture du riz**
A K. DIAMOUTENE

- 126 Déterminants de l'acceptation du paiement mobile à Brazzaville**
A F. EPOLA, J. A. GANGA-ZANDZOU,
- 139 Investissements publics en infrastructures de transport et croissance économique : analyse des effets de seuil au Congo**
S. ETSIBA,
- 154 Déterminants de l'accès au financement public des PME en république du Congo**
U. J. A GANGA-ZANDZOU
- 168 Libéralisation commerciale et sécurité alimentaire en Afrique subsaharienne**
Y. N. GOLO
- 187 L'industrialisation peut-elle constituer une solution au problème d'emplois dans les pays d'Afrique subsaharienne ?**
M. M. A. NDINGA,
NGAKALA AKYLANGONGO,
M. A. ITOUA
- 203 Problématique de la diversification de l'économie congolaise : Analyse par l'approche multidimensionnelle**
F. C. MAMPOUYA-M'BAMA
- 218 Effets du développement financier sur la croissance économique par le canal de l'instabilité financière en Union économique et monétaire : cas de l'UEMOA**
M. MARONE
- 238 Corruption et investissement privé dans les pays de la Communauté économique et monétaire de l'Afrique centrale (CEMAC)**
D. B. LOUBELO
- 252 Les déterminants de la croissance économique : cas de la république du Congo**
I. F. OKOMBI
- 269 Déterminants de la croissance économique dans les pays de la CEEAC**
J. G. MOUANDA MAKONDA
- 283 Effets de l'intégration financière sur la synchronisation des cycles économiques : cas de la CEMAC**
G. S. MBOU LIKIBI
- 300 Déterminants de l'accès au crédit-bail dans le secteur agricole en république du Congo**
B. S. IKIEMI

- 313 Effets de débordement des politiques budgétaires dans la Communauté économique et monétaire de l'Afrique centrale (CEMAC)**
J. R. F. KOUKA BOUANZA
- 334 Pauvreté, travail et réussite scolaire au secondaire au Congo**
S. B. MBOKO IBARA
- 347 Effets de l'éducation sur le bonheur au Congo**
O. E. NGAKALA AKYLANGONGO
- 358 Effets de la dette sur la cyclicité de la politique budgétaire : cas de la CEMAC**
M. OKIEMY
- 370 Effets de la consommation des produits agricoles sur la sécurité alimentaire au Congo : cas de la farine de manioc (foufou)**
M. R. SAH, D.D. ONOUNGA
- 385 Valorisation des produits forestiers non ligneux sur le revenu des ménages au Congo : cas des marantacées**
M. R. SAH



EFFETS DE DÉBORDEMENT DES POLITIQUES BUDGÉTAIRES DANS LA COMMUNAUTÉ ÉCONOMIQUE ET MONÉTAIRE DE L'AFRIQUE CENTRALE (CEMAC)

KOUIKA BOUANZA J. R. F.
Faculté des Sciences Économiques
Université Marien N'Gouabi
Laboratoire de Recherches et d'Études Économiques et Sociales (LARES)
Brazzaville – République du Congo
Email : romeokouika@gmail.com

RESUME

Cet article a pour objet d'analyser les effets de débordement des politiques budgétaires sur la performance macroéconomique des pays de la zone CEMAC. De façon spécifique, il examine la manière dont les chocs budgétaires au Congo affectent les performances macroéconomiques des pays frontaliers (en particulier le Cameroun, le Gabon et la RCA). Les données utilisées sont trimestrielles sur la période allant de 1996 à 2016. Le recours aux données de panel (sur l'ensemble des six pays de la zone) et aux séries chronologiques (pour le Congo, le Cameroun, le Gabon et la RCA), a permis de faire l'usage des méthodologies PVAR et SVAR. Il ressort des résultats obtenus que, les effets de débordement des politiques budgétaires nuisent les performances macroéconomiques en termes de croissance du PIB réel des pays de la CEMAC. De même, les chocs budgétaires au Congo ont des effets différenciés sur les performances macroéconomiques des pays frontaliers, notamment le Cameroun, le Gabon et la RCA. De ce fait, renforcer la coordination des politiques budgétaires semble une nécessité pour juguler les effets nuisibles de débordement des politiques budgétaires dans la CEMAC.

ABSTRACT

This article aims to analyze the spillover effect of fiscal policies on the macroeconomic performance of the countries of the CEMAC zone. Specifically, it examines how fiscal shocks in the Congo affect the macroeconomic performance of neighboring countries (particularly Cameroon, Gabon and CAR). The data used are quarterly over the period from 1996 to 2016. Use of panel data (for all six countries in the zone) and time series (for Congo, Cameroon, Gabon and CAR), made it possible to make use of the methodologies PVAR and SVAR. The results obtained show the spillover effect of fiscal policies are detrimental to macroeconomic performance in terms of real GDP growth in the CEMAC countries. Similarly, fiscal shocks in the Congo have differential effects on the macroeconomic performance of neighboring countries, notably Cameroon, Gabon and CAR. As a result, strengthening the coordination of fiscal policies seems necessary to counteract the harmful effects of the fiscal policies spillovers in CEMAC.

Keywords: budgetary policy, coordination, Central Africa
JEL Classification : E62, F45, O55

Mots-clés politique budgétaire, coordination, Afrique centrale
Classification JEL : E62, F45, O55

INTRODUCTION

En janvier 2017, un nouveau dispositif des critères de surveillance multilatérale dans les pays de la CEMAC est entré en vigueur. Ce nouveau dispositif de convergence régional vise, à la suite de la conférence des Chefs d'Etats, décembre 2016 à Yaoundé, à conduire les États membres à la mise en œuvre des politiques budgétaires contra-cycliques. En effet, les efforts de coordination des politiques budgétaires entrepris reposent principalement sur l'idée selon laquelle, coordonner les politiques budgétaires engendre l'absence des effets de débordement des politiques budgétaires en union monétaire (Alcidi et al., 2015). Aussi, le débordement de la politique budgétaire peut être compris comme la transmission du choc budgétaire du pays d'origine non seulement sur son économie mais aussi sur l'économie de l'ensemble des pays de la zone (Blagrove et al., 2017).

Ainsi, la politique budgétaire en union monétaire pose, parmi tant d'autres, un problème de débordement de la politique budgétaire (Blagrove et al., 2017). Cette question de débordement de la politique budgétaire est largement débattue dans la littérature économique (et de par son importance le FMI en a consacré une série des rapports depuis 2011). Il importe de distinguer principalement deux axes de réflexion à ce sujet : le premier axe en faveur de la coordination des politiques budgétaires et le second à l'encontre de la coordination des politiques budgétaires.

S'agissant du premier axe, la coordination des politiques budgétaires est indispensable pour corriger les implications substantielles, causées par les politiques budgétaires non coordonnées, en matière de la distribution du bien-être moyen entre les individus de nationalité différente (Pauly, 1973 ; Wildasin, 1991, 1994 ; Guihéry, 1997 ; Garcia-Milà et McGuire, 2003). Par contre, quant au second axe, la présence de débordement de la politique budgétaire n'est en soi une preuve de défaillance de marché (la coordination des politiques budgétaires ne permettra pas à un équilibre au sens de Pareto). Ainsi, considéré comme des externalités pécuniaires, le débordement de la politique budgétaire en lui-même n'est pas une source d'inefficacité (Greenwald et Stiglitz, 1986).

De plus, les travaux empiriques conduits en ce sens traduisent deux principales tendances : les

effets négligeables de débordement des politiques budgétaires (Beetsma et al., 2005 ; Gros et Hobza, 2001 ; etc.) et les effets considérables de débordement des politiques budgétaires (Hebous et Zimmermann, 2010 ; Sanghare, 2018 ; etc.).

Selon le rapport de surveillance multilatérale de la CEMAC (2018), la Guinée Equatoriale et le Tchad ont respecté trois critères sur quatre, à l'exception de celui portant sur l'absence d'arriérés de paiement. Le Cameroun et le Gabon ont respecté deux critères, ceux relatifs au taux d'inflation et au taux d'endettement. La Centrafrique a également observé deux critères, ceux portant sur le solde budgétaire de référence et l'endettement. Quant au Congo, il a respecté un seul critère, celui afférent à l'inflation. Aussi, Blagrove et al. (2017) renseignent que la question de débordement des politiques budgétaires demeure d'actualité du fait de l'importance de ses effets.

Dans le contexte du non-respect des critères de surveillance multilatérale, notamment ceux en lien avec la discipline budgétaire dont le Congo n'a respecté aucun critère (faisant preuve des failles de la coordination des politiques budgétaires), tel le souligne le rapport de surveillance multilatérale de la CEMAC (2018), l'on cherche à apprécier l'importance de la nature des effets de débordement des politiques budgétaires dans la CEMAC.

De ce fait, l'on peut s'interroger sur les effets de débordement des politiques budgétaires sur la performance macroéconomique en termes de croissance du PIB réel dans les pays de la CEMAC. L'objectif visé par cette recherche est d'analyser les effets de débordement des politiques budgétaires sur la performance macroéconomique des pays de la zone CEMAC. De façon spécifique, elle examine la manière dont les chocs budgétaires au Congo affectent les performances économiques des pays frontaliers en particulier le Cameroun, le Gabon et la RCA. L'hypothèse défendue par cette recherche est que le débordement de la politique budgétaire nuit à l'économie des autres pays de la zone (Pauly, 1973 ; etc.).

Outre l'introduction et la conclusion, la présente recherche s'articule autour de quatre points. Le premier fait une brève présentation de la relation entre les variables de la politique budgétaire et le PIB réel dans la CEMAC, le deuxième présente une synthèse des travaux théoriques et empiriques, le troisième est

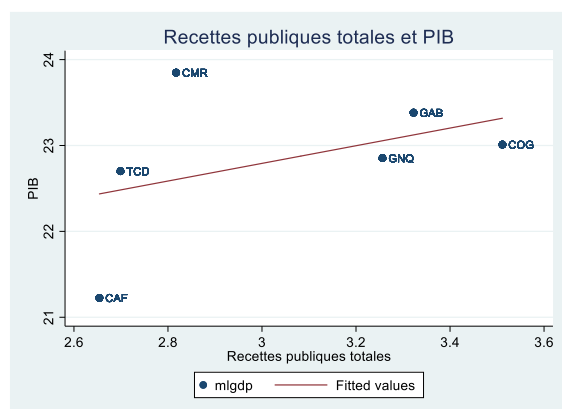
consacré à la présentation des outils méthodologiques et le quatrième porte sur la présentation et l'interprétation des résultats.

Analyse tendancielle de la politique budgétaire et du niveau d'activité macroéconomique au sein de la CEMAC

Selon le rapport intérimaire de surveillance multilatérale (2018), la situation macroéconomique (en zone CEMAC) a été marquée en 2017 par la poursuite de la récession, une amélioration des comptes des finances publiques et des comptes extérieurs, une légère détérioration de la situation monétaire, et une baisse des tensions inflationnistes. S'agissant des finances publiques, le déficit de 6,3% du PIB en 2016, s'est résorbé pour revenir à 3,3% du PIB en raison des efforts d'ajustement et d'assainissement en cours, notamment dans les pays en programme avec le FMI.

Les graphiques ci-après donnent une présomption de lien, au fil du temps, entre la politique budgétaire et le PIB réel au sein de la CEMAC.

Graphique 1 : Politique budgétaire par les recettes publiques totales et PIB



Source : auteur à partir des données WEO du FMI (PIB en milliards, recettes et dépenses en % du PIB)

Avec Cameroun (CMR), Tchad (TCD), Gabon (GAB), Guinée Equatoriale (GNQ), Congo (COG) et Centrafrique (CAF)

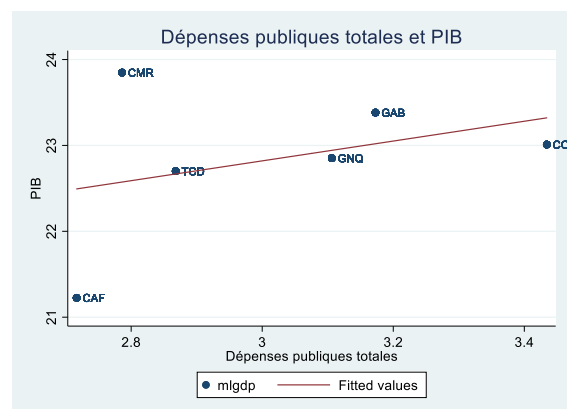
Dans l'ensemble, les recettes publiques totales des pays de la CEMAC semblent être corrélées positivement avec leur produit intérieur brut réel. En effet, la tendance entre les recettes publiques totales et le PIB est haussière, c'est-à-dire lorsque les recettes publiques totales augmentent, le PIB augmente également. Ce qui signifie que, dans l'ensemble, l'amélioration des recettes publiques totales améliorent le

niveau d'activité macroéconomique au sein de la CEMAC.

Il est également vrai qu'en moyenne, le Cameroun, avec un faible niveau des recettes publiques totales comparativement au niveau le plus important des recettes publiques totales réalisé par le Congo, atteint le niveau le plus important de l'activité économique dans toute la zone. Le Gabon vient en deuxième position en termes de niveau de PIB réalisé avec un niveau de recettes publiques totales inférieures à celui du Congo. Le Congo, quant à lui, se positionne en troisième, ce malgré le plus haut niveau des recettes publiques totales au sein de la zone. Aussi, la Centrafrique a le plus faible niveau des recettes publiques totales et du PIB suivi du Tchad.

L'on peut noter qu'au Cameroun, l'économie est fortement diversifiée, les recettes publiques totales sont loin à elles seules à pouvoir tirer le niveau d'activité macroéconomique. Par contre, le niveau d'activité macroéconomique du Congo est principalement expliqué par les recettes publiques totales, notamment celles tirées de la vente du pétrole comme ressource principale.

Graphique 2 : Politique budgétaire par les dépenses publiques totales et PIB



Source : auteur à partir des données WEO du FMI (PIB en millions, recettes et dépenses en % du PIB)

Le graphique 2 dépeint une allure similaire à celle de la liaison entre les recettes publiques totales et le PIB réel dans les pays de la CEMAC. La relation ci-dessus observée entre les dépenses publiques totales et le PIB réel décrit une liaison positive. Ce qui signifie que, dans l'ensemble, l'évolution des dépenses publiques totales améliore le niveau d'activité macroéconomique des pays de la CEMAC. De

plus, le Congo a un niveau des dépenses le plus élevé pour un niveau d'activité macroéconomique moins important que celui du Cameroun, qui a des faibles dépenses publiques totales.

Il semble que, au Congo comparativement au Cameroun, les dépenses publiques totales sont en majorité affectées à des postes qui ne permettent pas de relever de façon considérable l'activité macroéconomique. Le Gabon, la Guinée Equatoriale et le Tchad de façon respective dépensent également beaucoup pour un niveau d'activité macroéconomique inférieur à celui du Cameroun. Par contre, la

Centrafrique a un niveau d'activité macroéconomique plus faible en lien avec un plus faible niveau des dépenses publiques totales.

Il ressort des graphiques ci-dessus, que ce soit par les recettes publiques totales ou par les dépenses publiques totales, la part de la politique budgétaire au produit intérieur brut réel est plus importante de manière respective au Congo, au Gabon et en Guinée Equatoriale. Par contre, elle est moins importante de façon respective en Centrafrique et au Cameroun. Le tableau ci-après permet de mieux décrire ce constat.

Tableau 1 : Evolution des recettes publiques, des dépenses publiques et du PIB réel

		1996	2006	2016	%
Centrafrique	<i>Recettes publiques totales</i>	10,653	23,11	14,134	32,67
	<i>Dépenses publiques totales</i>	11,712	14,074	12,575	7,36
	<i>PIB réel</i>	1400,00	1800,00	1500,00	7,14
Cameroun	<i>Recettes publiques totales</i>	15,5609	43,323	15,002	-3,59
	<i>Dépenses publiques totales</i>	15,2071	13,496	21,169	39,2
	<i>PIB réel</i>	15000,00	23000,00	35000,00	133,33
Congo	<i>Recettes publiques totales</i>	27,853	44,427	27,442	-1,47
	<i>Dépenses publiques totales</i>	17,573	27,78	49,994	184,49
	<i>PIB réel</i>	7100,00	9900,00	14000,00	97,18
Gabon	<i>Recettes publiques totales</i>	24,343	29,807	17,138	-29,59
	<i>Dépenses publiques totales</i>	22,228	21,135	21,848	-1,7
	<i>PIB réel</i>	13000,00	13000,00	19000	46,15
Guinée Équatoriale	<i>Recettes publiques totales</i>	16,588	39,888	18,706	12,76
	<i>Dépenses publiques totales</i>	22,943	18,093	30,7	33,8
	<i>PIB réel</i>	730,00	13000,00	15000,00	1954,79
Tchad	<i>Recettes publiques totales</i>	11,842	16,152	12,562	6,08
	<i>Dépenses publiques totales</i>	15,553	13,932	14,518	-6,65
	<i>PIB réel</i>	3500,00	8500,00	12000,00	242,85

Source : auteur à partir des données WEO du FMI (PIB en millions, recettes et dépenses en % du PIB)

En Centrafrique, durant la décennie 1996-2006, les recettes, les dépenses publiques totales et le PIB réel ont évolué. Ce qui n'est pas le cas pour la décennie 2006-2016 où tout a baissé. Par contre, la variation de ces variables reste positive entre 1996 et 2016. Au Cameroun, les recettes publiques totales ont évolué entre 1996 et 2006. Par contre, elles ont baissé la décennie suivante (2006-2016). D'où la variation négative sur l'ensemble de la période (1996-2016). Les dépenses publiques totales, durant la décennie 1996-2006, ont baissé et augmenté

entre 2006 et 2016. Le PIB réel, quant à lui, durant les deux décennies, a progressé.

Comme au Cameroun, les recettes publiques totales, au Congo, ont progressé sur la période 1996-2006 et ont chuté sur la période 2006-2016. Les dépenses publiques totales tout comme le PIB réel, par contre, ont augmenté durant toute la période 1996-2016 au Congo. Le Gabon, à son tour, réalise un accroissement des recettes publiques totales entre 1996 et 2006 et une baisse de celles-ci entre 2006 et 2016. L'on enregistre, de ce fait, tout au long de la période, la variation négative des recettes publiques

totales. Les dépenses publiques totales, quant à elles, ont baissé la première décennie et sont restées quasiment les mêmes, avec un accroissement très négligeable. Quant au PIB réel, au Gabon, l'augmentation est sur toute la période en étude.

En Guinée Equatoriale tout comme au Tchad, les recettes publiques totales ont grimpé entre 1996 et 2006 puis elles ont chuté la décennie d'après. Leurs dépenses publiques totales, par contre, sont restées croissantes sur durant les deux décennies. A la différence avec la Guinée Equatoriale, la variation des dépenses publiques totales au Tchad est négative sur toute la période 1996-2016. Il faut aussi noter que leur PIB réel, courant la période en examen, n'a cessé de croître.

En dépit de la chute des recettes publiques totales sur l'ensemble des pays de la zone, les dépenses publiques totales de ces pays ont augmenté à l'exception de la Centrafrique. Aussi, l'augmentation de celles-ci est plus considérable au Congo et en Guinée Equatoriale. Ce qui fait que, en lien avec le rapport intérimaire de surveillance multilatérale (2018), entre 2012 et 2018, le Congo et la Guinée Equatoriale ont réalisé d'importants niveaux de déficit du solde budgétaire primaire hors pétrole (en % du PIB hors pétrole). De plus, il faut dire que, ces niveaux de déficit tendent à s'alléger au fil du temps. L'on enregistre également de hauts niveaux des taux de pression fiscale (en %), entre la même période, au Congo et au Gabon.

En référence au rapport intérimaire de surveillance multilatérale (2018), l'état de conformité en 2017 aux nouveaux critères de convergence de la CEMAC se présente tel que : la Communauté a observé trois critères sur quatre, à savoir ceux relatifs au solde budgétaire de référence, à l'inflation et à l'endettement.

La Guinée Equatoriale et le Tchad ont respecté trois critères sur quatre, à l'exception de celui portant sur l'absence d'arriérés de paiement. Le Cameroun et le Gabon ont respecté deux critères, ceux relatifs au taux d'inflation et au taux d'endettement. La Centrafrique a également observé deux critères, ceux portant sur le solde budgétaire de référence et l'endettement. Quant au Congo, il a respecté un seul critère, celui afférent à l'inflation.

Il ressort également du rapport intérimaire de surveillance multilatérale (2018), ce qui suit : le rythme de l'activité économique a ralenti au Cameroun (3,2% contre 4,5 % en 2016), en Centrafrique (3,9% après 4,5 % en 2016), et au Gabon (0,3% contre 2,1 % en 2016). Les autres pays sont restés dans la récession : Congo (-3,2% contre -2,8% en 2016), Guinée Equatoriale (-2,6% contre -8,9% en 2016), et Tchad (-5,2% après -3,3% en 2016).

De même, tous les pays de la CEMAC outre la RCA ont enregistré une amélioration de leur solde budgétaire global hors dons en 2017 suite aux efforts d'ajustement fournis par tous. La situation se présente comme suit : Cameroun (-2,8% du PIB contre -6,3% du PIB en 2016), Centrafrique (-6,6% du PIB contre -4,4% du PIB en 2016), Congo (-7% du PIB contre -13,5% du PIB en 2016), Gabon (-2,7% du PIB contre -5,2% du PIB en 2016), Guinée Equatoriale (-2,3% du PIB contre -4,4% du PIB en 2016), et Tchad (-3,1% du PIB contre -4,2% du PIB en 2016).

En somme, l'analyse tendancielle de la politique budgétaire et du PIB réel révèle que, dans l'ensemble des pays de la zone, le Congo réalise des recettes publiques totales tout comme des dépenses publiques totales plus importantes pour un niveau d'activité macroéconomique moins considérable que le Cameroun, qui, pour lui, a des niveaux moins importants des recettes et des dépenses publiques totales. Aussi, le Congo, d'après le rapport intérimaire de surveillance multilatérale (2018), ne respecte aucun critère en lien avec la discipline budgétaire. Par contre, le Cameroun respecte le critère afférent au taux d'endettement, qui est un des critères en lien avec la discipline budgétaire.

Il semble important de voir de quelle manière l'action budgétaire menée par les pays de la CEMAC tout comme au Congo se transmet au sein des économies de la zone. Dans les lignes qui suivent, il est nécessaire d'examiner la littérature autour de la question de débordement de la politique budgétaire avant d'en évaluer les effets dans le cadre de la CEMAC.

Débordement de la politique budgétaire dans la littérature théorique et empirique

La question de débordement de la politique budgétaire n'a de cesse de faire une matière à réflexion. En effet, bon nombre de travaux tant théorique qu'empirique ont été et ne cessent

d'être menés en ce sens. Ainsi, cette revue s'articule autour de deux points, à savoir les aspects théoriques et empiriques sur le débordement de la politique budgétaire.

a) Aspects théoriques sur le débordement de la politique budgétaire

Plus généralement, la raison de la coordination des politiques budgétaires s'appuie principalement sur l'hypothèse de l'ampleur considérable au plan économique des débordements générés par les actions menées en termes de politiques budgétaires (Alcidi et al., 2015).

Pour Alesina et Wacziarg (1998), le degré optimal de centralisation d'une compétence de politique spécifique implique la réduction de la taille des externalités transfrontalières générées par des décisions politiques décentralisées. Ceci dit, la présence d'importants débordements résulte des actions politiques décentralisées et justifie bel et bien la centralisation de la prise de décision dans un domaine politique donné.

Aussi, l'autre élément important à prendre en ligne de compte est le rôle de premier plan que la politique budgétaire joue dans une union monétaire. A ce sujet, la littérature sur la zone monétaire optimale accorde une attention particulière à la stabilisation des chocs asymétriques dans une union monétaire (Mundell, 1961 et Kenen, 1969) et affirme qu'en perte d'autonomie de la politique monétaire et de la politique de change, les chocs asymétriques négatifs ne peuvent être atténués que par l'action de la politique budgétaire.

En clair, la littérature sur le fédéralisme budgétaire semble plus utile pour orienter la discussion sur les avantages et inconvénients de la coordination des politiques budgétaires en unions monétaires (Oates, 1972 ; Musgrave, 1983). La violation des principes de base de l'économie du bien-être, selon Korinek (2015), est considérée comme le socle des raisons d'intervention en faveur de la coordination des politiques budgétaires. Ce qui signifie que la négligence des débordements de la politique budgétaire en situation d'imperfections de marché peut amener à des résultats sous-optimaux et l'internalisation de ceux-ci peut nécessiter une coordination des politiques budgétaires nationales.

Il apparaît nécessaire, en phase avec la littérature sur le fédéralisme budgétaire, de porter l'analyse sur deux principaux axes, à

savoir le débordement de la politique budgétaire et l'efficacité et le débordement de la politique budgétaire et la coordination.

S'agissant du premier axe, **la présence de débordement de la politique budgétaire n'est en soi une preuve de défaillance de marché.** Autrement dit, il ne sera peut-être pas possible par l'entremise de la coordination des politiques budgétaires ou toute autre intervention politique de parvenir à un équilibre parétien, c'est-à-dire d'améliorer le sort de certains sans en aggraver la situation de qui que ce soit. De ce fait, la présence du débordement de la politique budgétaire ne constitue pas de façon automatique un argument en faveur de la coordination des politiques budgétaires nationales. Aussi, le débordement de la politique budgétaire n'affecte pas directement le bien-être ou la productivité des individus d'autres pays. Considéré comme des externalités pécuniaires, le débordement de la politique budgétaire en lui-même n'est pas une source d'inefficacité (Greenwald et Stiglitz, 1986).

En un mot, les externalités pécuniaires ne conduisent pas à des inefficiences si les marchés sont concurrentiels et complets. Dans une telle situation, le théorème du bien-être en économie garantit que les externalités pécuniaires s'annulent en ce sens que la perte d'une personne constitue toujours un gain pour une autre (Mas-Call et al. 1995). Ceci s'applique également au débordement de la politique budgétaire. Toutefois, il convient de prendre en compte le fait que les décideurs peuvent être en mesure d'influencer les prix des marchés internationaux et se heurter à des restrictions politiques.

Korinek (2015), pour sa part, décrit les conditions dans lesquelles les débordements internationaux des politiques économiques nationales ont une efficacité au sens de Pareto. Il s'agit des cas-ci : i) les décideurs nationaux agissent en tant que preneurs de prix ; ii) ils disposent de suffisamment d'instruments politiques pour contrôler les transactions extérieures et iii) il n'y a pas d'imperfections sur les marchés internationaux. Selon l'auteur, lorsque certaines de ces conditions sont violées, les débordements des politiques économiques nationales, bien qu'ils soient des externalités pécuniaires, peuvent se traduire par un résultat sous-optimal (Greenwald et Stiglitz, 1986 et Loong et Zeckhouser, 1982) et de ce fait,

nécessitent une coordination des politiques internationales.

Quant au second axe, **la raison du recours à la coordination des politiques budgétaires**, contrairement aux objectifs d'efficacité, peut également être liée à des préoccupations ou à des objectifs de distribution. Il apparaît que, suivant cet axe, un effet de débordement d'une politique donnée n'est pas particulièrement pertinent en termes d'efficacité de marché. Cet effet de débordement peut plutôt avoir des implications substantielles en matière de la distribution du bien-être moyen entre les individus de nationalité différente ou à la distribution de l'aide sociale entre citoyens d'un pays à l'autre (Pauly, 1973 ; Wildasin, 1991, 1994 ; Guihéry, 1997 ; Garcia-Milà et McGuire, 2003). Ainsi, il est clair de soutenir que les politiques budgétaires peuvent avoir des effets de distribution transfrontaliers par le biais de modifications des prix du marché.

Bien que les arguments de distribution soient évidemment importants dans de nombreux domaines politiques, il semble toutefois qu'ils soient rarement invoqués dans le cas de la coordination des politiques budgétaires. L'une des raisons est peut-être que les pays souverains ont peu de raisons de s'accorder sur des politiques susceptibles de nuire au bien-être de leurs propres citoyens (Alcidi et al., 2015). Par ailleurs, la coordination des politiques budgétaires internationales est rarement le moyen le plus efficace de structurer la distribution du bien-être entre les individus.

Il faut aussi relever que le débordement de la politique budgétaire agit via multiples canaux. Les principaux canaux abordés dans la littérature sont le canal de la demande (ou le canal du commerce), le canal de la compétitivité (ou le canal des termes de l'échange) et le canal des marchés financiers (Alcidi et al., 2016a).

Parmi ces canaux, le canal de la demande est celui qui a reçu le plus d'attention (In 't Veld, 2016). En affectant la demande intérieure, les actions de la politique budgétaire sont également susceptibles d'influencer la demande de biens importés et donc enregistre un changement de la demande d'exportation dans les pays qui sont des partenaires commerciaux. Ce canal est généralement lié à des politiques budgétaires. Par exemple, en raison du canal de la demande, une relance budgétaire dans un pays peut stimuler la demande globale dans d'autres pays (Elekdag et Muir, 2014 ; Hebous et Zimmermann, 2013 ; Alcidi et al., 2015).

Aussi, la considération des débordements des chocs de politique budgétaire via le canal de la demande dépend de la manière dont les chocs budgétaires générés sont étroitement liés à l'importance du multiplicateur keynésien pour donner un coup de fouet direct à la demande globale (à contrario, en cas d'équivalence ricardienne, les chocs de dépenses sont accompagnés d'anticipations de futures hausses d'impôts, ce qui incite les agents prospectifs à économiser le revenu supplémentaire qu'ils perçoivent).

En résumé, du point de vue théorique, les appels à la coordination des politiques budgétaires reposent sur l'existence des débordements transfrontaliers combinés à certaines imperfections de marché.

b) Aspects empiriques sur le débordement de la politique budgétaire

Cet article est loin d'être la première investigation sur la question des débordements de la politique budgétaire. Il convient de noter que, plusieurs travaux ont été consacrés à l'étude des effets de débordement de la politique budgétaire. Parmi tant d'autres, il importe de citer : Bénassy-Quéré et Cimadomo, 2006 ; Beetsma et al., 2005 ; Hebous et Zimmermann, 2010 ; Weyerstrass et al., 2006 ; etc.

Pour Bénassy-Quéré et Cimadomo (2006), l'utilisation du modèle FAVAR (Factor Augmented VAR) a été privilégiée pour étudier les effets de débordement de la politique budgétaire de l'Allemagne vers la France, l'Italie, les Pays-Bas, la Belgique, l'Autriche, l'Espagne et le Royaume-Uni de 1971 à 2004. Les auteurs constatent que, lorsqu'ils sont significatifs, les multiplicateurs fiscaux transfrontaliers ont généralement le même signe que les multiplicateurs nationaux. Aussi, la réduction nette des taxes en Allemagne aurait un effet positif à court terme sur le PIB de la France, des Pays-Bas et de l'Autriche, tandis qu'un choc de dépenses positif n'aurait un effet positif sur la production qu'en Italie et à court terme. De plus, à l'aide des techniques d'estimation récursives, les auteurs ont constaté que les multiplicateurs transfrontaliers de taxe nette avaient atteint leur maximum au cours de la période 1997-1998, alors qu'ils sont devenus non significatifs au cours de la dernière période d'analyse, qui inclut la période de l'Union Européenne (UE). Ainsi lorsque les

multiplicateurs transfrontaliers sont importants, ils se révèlent plus importants pour les pays voisins, alors que les pays les plus éloignés sont moins touchés.

Beetsma et al. (2005), à leur tour, examinent l'effet du débordement de la politique budgétaire par le biais du canal commercial tout en estimant un PVAR, qui, d'un côté, permet d'appréhender les effets des chocs de la politique budgétaire interne sur la production et de l'autre les effets de la production sur les importations en provenance de l'étranger. Les résultats qui en découlent, suggèrent que les effets de débordement d'un choc de dépenses publiques positif sont de 1% du PIB en Allemagne et d'environ 0,23% du PIB au reste de l'UE sur deux ans. Par contre la réduction d'impôt net correspond à environ 0,06% du PIB. Ce qui révèle, comme Giuliadori et Beetsma (2004), un effet de moindre importance du débordement de la politique budgétaire au travers les pays de l'UE.

Auerbach et Gorodnichenko (2013), pour leur part, étudient l'importance des effets de débordement de la politique budgétaire pour un groupe de pays de l'OCDE sur la période 1984-2008. Ils évaluent en particulier si les effets de débordement des multiplicateurs varient selon l'état du cycle économique et si le régime de taux de change (flexible ou flottant) a une incidence sur la transmission internationale des chocs de politique budgétaire. Ils constatent que les multiplicateurs budgétaires transfrontaliers sont importants (au-dessus de l'unité) en récession, alors qu'ils sont négatifs et non significatifs lors des expansions. De plus, la taille des multiplicateurs, d'après les auteurs, tend à être plus grande pour les pays partageant un taux de change flottant par rapport aux pays partageant un taux de change fixe.

A leur tour, Gros et Hobza (2001) analysent la réaction de quatre principaux indicateurs macroéconomiques suite aux effets de débordement entre pays de la politique budgétaire. Il ressort de leur analyse que les effets ont des signes ambigus et sont de faible ampleur. En effet, un choc des dépenses publiques de 1% en Allemagne a un effet de débordement sur la production, jugé globalement positif pour les petites économies ouvertes avec des liens commerciaux étroits avec l'Allemagne (environ 0,02% du PIB en Autriche, en Belgique, au Pays-Bas), alors que l'effet semble être négatif (-0,02 à 0,1 du PIB)

dans les grands États membres ou des petites économies avec moins de liens commerciaux avec l'Allemagne.

S'agissant des travaux de Canova et al. (2013), ceux-ci considèrent un modèle VAR structurel en panel où les variables qui captent le commerce, les finances, la politique budgétaire et l'activité économique sont prises en ligne de compte (pour quatre (4) pays de la périphérie de la zone euro, et en Allemagne, en France et aux Pays-Bas). En se concentrant sur l'effet de l'assainissement budgétaire, les auteurs constatent que, avant 2008, les effets débordement des politiques budgétaires ont eu tendance à être mineurs et assez hétérogènes. Après 2008, cependant, l'effet négatif de la consolidation budgétaire devient beaucoup plus important.

Considérons Weyerstrass et al. (2006), dans leur étude séminale, ces derniers arrivent à fournir les estimations plausibles du signe et l'ampleur des effets de débordement de la politique budgétaire qui découlent de l'assainissement budgétaire dans un grand pays membre de l'UE. Aussi, l'analyse du PVAR a été optée à cet effet. Il ressort de leurs travaux que les effets de débordement d'une réduction du déficit budgétaire à court terme dans l'ensemble de la zone euro aurait un effet faible mais positif sur la production. En effet, cela prévaut d'effets positifs non keynésiens de l'assainissement budgétaire. Aussi, l'assainissement budgétaire dans la zone euro n'affecte que faiblement les taux d'intérêt à court terme et l'inflation.

Pour Cwik et Wieland (2011), en examinant cinq versions d'un modèle DSGE structurel calibré pour la zone euro afin d'analyser l'effet probable du plan de relance de l'UE sur la base des dépenses-2008-09, ceux-ci obtiennent les résultats qui suggèrent que les effets de débordement transfrontalier de l'expansion budgétaire de la zone euro sont négligeables puisque les effets directs de la demande sont annulés avec l'effet indirect d'une appréciation de l'euro.

Contrairement aux travaux ci-dessus qui ressortent principalement les effets négligeables du débordement de la politique budgétaire, les auteurs Corsetti, Meier et Muller (2010); Hebous et Zimmermann (2010); etc. plaident d'après leurs résultats en faveur de la

coordination des politiques budgétaires en union monétaire.

Corsetti, Meier et Muller (2010) considèrent, à leur tour, une augmentation de la dette financée par des dépenses publiques menant à des impôts futurs plus élevés et la réduction des dépenses au fil du temps. Ils soutiennent également que l'expansion budgétaire temporaire coordonnée est donc plus efficace lorsqu'elle est couplée avec un engagement d'un plan de consolidation qui implique des réductions de dépenses dans l'avenir.

Pour Hebous et Zimmermann (2010) qui se concentrent sur les effets de débordement des chocs sur le déficit budgétaire des pays de la zone euro, en utilisant le modèle GVAR (Global Vector Autorégression) multi-pays, ceux-ci parviennent à conclure que, même si un choc sur le déficit budgétaire peut avoir un effet positif ou non sur le PIB du pays en crise, il a un effet positif sur la production des autres pays. Les auteurs concluent en utilisant leurs résultats pour plaider en faveur d'une politique budgétaire coordonnée dans la zone euro. Sanghare (2018), dans le cadre de l'UEMOA, pour sa part, privilégie un modèle PVAR pour l'estimation des effets de débordement des politiques budgétaires. Il parvient aux principaux résultats suivant lesquels, les effets de débordement budgétaires dans l'UEMOA sont ressentis de façon très différenciée dans les pays, en raison des comportements hétérogènes des économies. Les chocs de dépenses publiques induisent un effet de débordement plus important sur la croissance économique que les chocs de recettes publiques. Aussi, il poursuit en disant que, pour rendre plus efficace l'action budgétaire sur l'activité, il faut des politiques budgétaires prudentes à travers une coordination plus poussée.

Comme enseignements de cette revue, il ressort, du point de vue théorique, que l'existence des effets des débordements transfrontaliers de la politique budgétaire combinés à des imperfections de marché exige la coordination des politiques budgétaires et, du point de vue empirique, la tendance aux effets négligeables des débordements transfrontaliers de la politique budgétaire, d'un côté et, de l'autre, l'appel à la coordination des politiques budgétaires.

Modélisation des effets de débordement de la politique budgétaire au sein de la CEMAC

Il est question, à ce niveau, de faire la présentation du cadre d'analyse, des méthodes d'estimation et des données d'analyse comme ce qui suit :

a. Cadre d'analyse théorique du débordement de la politique budgétaire

Le cadre d'analyse adopté admet, suivant Creel (2001), des caractéristiques keynésiennes à court terme (ajustement lent des prix à l'équilibre) et des caractéristiques wickselliennes à long terme (la production dépend du taux d'intérêt réel d'équilibre, qui lui-même dépend de l'effet sur l'inflation des politiques monétaire et budgétaire). La demande globale de biens, qui incorpore l'effet de richesse, est proche de celle utilisée dans les modèles Mundell-Fleming. La fonction d'offre est la forme réduite de la boucle prix-salaires.

Soit le modèle sous forme log-linéaire suivant :

$$\begin{cases} y_t = (1-\lambda)y_{t-1} + \lambda \left[(1-t_t) + r_t w_t + bc_t + g_t + m[w_t - w_t] \right] y_t, 0 < \lambda < 1 (1a) \\ w_t = (a + br_t)(1-t_t), a > 0; b > 0 (1b) \\ bc_t = h(y_t^* - y_t) + he(\pi_t^* - \pi_t), h > 0; e > 0 (2) \\ \pi_t = \pi_{t-1} + gv_t + gn(1+d)r_t + h(\pi_t^* - \pi_t) + z_t, n > 0; g > 0 (3) \\ w_t = b_t + f_t (4) \\ b_t = (1+r_t)b_{t-1} + g_t - t_t (5) \\ f_t = (1+r_t)f_{t-1} + bc_t (6) \end{cases}$$

Où y_t représente le produit réel ; w_t la richesse réelle nette en pourcentage du PIB ; g_t les dépenses publiques en pourcentage du PIB ; bc_t le solde de la balance commerciale en pourcentage du PIB ; r_t le taux d'intérêt ; t_t le taux d'imposition ; π_t le taux d'inflation ; z_t le choc d'offre ; b_t la dette publique en pourcentage du PIB ; f_t les actifs extérieurs nets en pourcentage du PIB. Tous les paramètres sont positifs. L'introduction du second pays dans le modèle fait intervenir la balance commerciale dans la demande agrégée (2 dans 1).

L'on voit bien, toutes choses étant égales par ailleurs, de quelle manière un choc budgétaire

dans le second pays, par l'entremise de la balance commerciale, peut se transmettre dans le premier pays.

b) Evaluation des effets de débordement de la politique budgétaire à l'aide de PVAR et de SVAR

L'analyse de l'autorégression vectorielle tient explicitement compte de la réaction endogène des variables macroéconomiques clés lors de l'estimation des effets de débordement d'un choc budgétaire (Blagrove et al., 2017). Pour estimer la transmission des effets des chocs budgétaires sur l'activité macroéconomique, plus spécifiquement les effets de débordement de la politique budgétaire d'un pays sur l'activité macroéconomique du pays voisin, cet article utilise les modèles PVAR, à l'instar de la méthodologie de Love et Zicchino (2006) et SVAR, suivant Blanchard et Perotti (2002). Le PVAR va permettre, à l'exemple de Sanghare (2018), de voir les effets agrégés de débordement de la politique budgétaire sur l'activité macroéconomique des pays de la CEMAC. Par contre, le SVAR va évaluer les effets de débordement de la politique budgétaire d'un pays sur l'activité macroéconomique du pays voisin.

Ainsi, considérons la forme réduite du modèle VAR qui intègre 5 variables dans X_t , deux variables de politiques budgétaires (G_t : dépenses publiques totales et T_t : recettes publiques totales) et trois autres variables (Y_t : PIB réel, D_t : dette publique et P_t : importation) comme suit :

$$X_t = A(L)X_{t-1} + U_t \quad (1)$$

Où $X_t = [G_t, T_t, Y_t, D_t, P_t]$ et toutes les variables sont log-linéarisées. $A(L)$ est le retard polynômial autorégressif et $U_t = [\mu_t^G, \mu_t^T, \mu_t^Y, \mu_t^D, \mu_t^P]$, le vecteur des erreurs sous forme réduite.

Depuis la contribution de Sims (1980), les modèles VAR sont considérés comme le cadre méthodologique le plus approprié pour l'analyse des fluctuations conjoncturelles en termes d'innovations (Kane, 2014). Il existe différentes méthodes pour mesurer la nature des chocs macroéconomiques mais toutes ne sont pas satisfaisantes (Guillaumin, 2008). Parmi toutes ces méthodes, la méthodologie SVAR

permet d'identifier l'origine des perturbations (côté offre ou côté demande) mais aussi étudier les réponses à ces perturbations et les délais d'ajustement (Kane, 2014). Cette approche amène à distinguer deux types de restrictions : les restrictions de court et de long terme. La restriction de court terme est l'approche SVAR récursif développée par Sims (1980) pour capter les effets de court terme et celle de long terme a été initiée par Blanchard et Quah (1989) ; celle-ci permet d'orthogonaliser les chocs en les décomposant selon leurs effets à long terme. Aussi, le PVAR semble être aussi privilégié, dans le cadre des unions monétaires, en ce sens qu'il permet d'identifier, de manière agrégée, l'origine des chocs et leurs propagations. Il faut dire que, d'après la littérature économique, les modèles VAR sur données de panel ne sont pas récents. En effet, le travail pionnier remonte à HoltzEakin et al (1988). Les études récentes utilisant les modèles VAR sur données de panel sont nombreuses. Beetsma et Giuliodori (2011), Lane et Benetrix (2010) ont utilisé un modèle VAR sur données de panel pour analyser la transmission des chocs des dépenses publiques.

b.1) Estimation à l'aide d'une autorégression vectorielle de panel : approche PVAR de Love et Zicchino (2006)

Le modèle autorégressif vectoriel de panel, à l'instar de Blagrove et al. (2017), à cinq variables ci-après est estimé :

$$Y_{i,t} = c_i + \sum_{p=0}^l A_p Y_{i,t-p} + \mu_{i,t} \quad (2)$$

Où c_i est un vecteur d'effets fixes propres à chaque pays, A_p une matrice de coefficients de forme réduite, $\mu_{i,t}$ un vecteur de termes de chocs et $Y_{i,t}$ de cinq variables endogènes (G_t , T_t , Y_t , D_t , P_t). Cette méthodologie, selon Ramde (2015), fait l'analyse des effets « feedback » ignorés par certaines méthodes. De plus, ce modèle est approprié parce qu'il ne fait de restriction a priori sur l'exogénéité et l'endogénéité des variables. Il permet d'identifier l'existence ou non d'une relation bidirectionnelle ou unidirectionnelle. Ainsi, il permet de saisir les interdépendances à la fois statiques et dynamiques. Toutefois, tel que spécifié, l'élasticité de ce modèle pose un problème fondamental d'endogénéité ; car il existe une corrélation entre l'un des régresseurs (la variable endogène retardée) et la

perturbation ; que le modèle soit écrit en niveau, en différence première ou en écart aux moyennes individuelles (Sevestre, 2002). En outre, Sevestre et Trognon (1993) montrent que dans ce cas de figure, les estimateurs usuels : MCO, de MCG, intra-individuel (Within) et inter-individuel (Between) ne sont pas convergent à distance finie. Une estimation convergente de ce modèle est obtenue par la méthode des variables instrumentales (VI) et la méthode des moments généralisés (GMM). La méthode des moments généralisés est privilégiée dans ce cas-ci, suivant la procédure de Love et Zicchino (2006).

b.2) Identification des chocs de la politique budgétaire : approche SVAR de Blanchard et Perotti (2002)

Selon Oseni (2015), la littérature empirique permet de décrire quatre approches d'identification de SVAR. Il s'agit de : l'approche réursive introduite par Sims (1980) et appliquée par Fatas et Mihov (2001) dans leur étude sur les effets des chocs budgétaires ; l'approche VAR structurelle proposée par Blanchard et Perotti (2002) et étendue dans les travaux de Perotti (2005, 2008); l'approche fondée sur l'identification des restrictions de signes élaborée par Uhlig (2005) et appliquée à l'analyse des politiques budgétaires par Mountford et Uhlig (2005) et l'approche d'étude des événements introduite par Ramey et Shapiro (1998) pour étudier les dépenses de défense (des gouvernements) liées à des augmentations importantes et inattendues, également utilisée par Edelberg et al. (1999), Eichenbaum et Fisher (2005), Perotti (2008) et Ramey (2007).

Dans le cadre de cet article, l'approche proposée par Blanchard et Perotti (2002), à l'instar de Oseni (2015), est retenue tout en modifiant un certain nombre d'hypothèses. La principale raison pour laquelle cette approche a été retenue est que celle-ci repose sur des informations institutionnelles concernant les variables de politique budgétaire et que les résultats des réponses impulsionnelles sont plus réalistes que d'autres approches (Cayen & Desgagnes, 2009). De plus, Canova et Pappa (2002) ainsi que Mountford et Uhlig (2002) ne parviennent pas à préciser les restrictions de signe sur les réponses impulsionnelles lorsque le choc se produit (et que les conditions d'identification risquent d'être trop rigoureuses). A titre d'exemple, en identifiant les chocs de

recettes selon que les recettes fiscales et la consommation privée n'ont pas une évolution positivement en réponse au choc. Cette approche de restriction de signes exclut par hypothèse tout un ensemble « non keynésien » des réponses de l'output aux chocs budgétaires. Enfin, l'approche représentée par Fatas et Mihov (2001) et Favero (2002) repose essentiellement sur l'ordre de Choleski pour identifier les chocs budgétaires. Ainsi, classer les variables de politique budgétaire revient à supposer que toutes les élasticités automatiques des variables budgétaires par rapport aux variables macroéconomiques sont égales à zéro. La construction des matrices A et B est nécessaire pour permettre le passage de VAR standard au SVAR. Suivant la démarche adoptée par Biau et Girard (2005), l'on considère P la matrice vérifiant $U_t = Pe_t$. Aussi, à chaque date t, les innovations canoniques par hypothèse s'expliquent comme combinaisons linéaires des chocs contenus dans le vecteur $e_t = [e_t^G, e_t^T, e_t^Y, e_t^D, e_t^P]$. A la suite, la méthode consistera à :

- réécrire l'égalité $U_t = Pe_t$ sous la forme $A_t U_t = B_t e_t$, tel que $U_t = A_t^{-1} B_t e_t$;
- fixer certains éléments non diagonaux de A_t et B_t en fonction d'arguments économiques ;
- fixer les éléments diagonaux à 1 (normalisation de e_t) ;
- utiliser l'orthogonalité des résidus structurels pour mener des régressions à variables instrumentales.

Le recours au SVAR permet, à ce niveau, d'évaluer la capacité des chocs affectant la politique budgétaire au Congo à se transmettre au reste des économies de la zone CEMAC (notamment, le Gabon, le Cameroun et la RCA).

Comme Kotchoni (2017), l'on va conduire des analyses séparées pour les paires Congo-Gabon, Congo-Cameroun et Congo-RCA.

Où $X_t = \begin{pmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \end{pmatrix}$, $x_{1,t}$ est un vecteur des variables PIB réel et Importation des pays qui subissent les effets de débordements de la politique budgétaire du Congo ; $x_{2,t}$ est un vecteur des variables budgétaires (recettes

publiques totales, dépenses publiques totales) congolaises susceptibles d'affecter les économies des pays voisins (Gabon, Cameroun et RCA).

Chacun de ces pays est frontalier avec le Congo et celui-ci est un des pays de la zone qui ne respecte à l'heure actuelle aucun des critères de discipline budgétaire (et dont le poids de la politique budgétaire au PIB est plus important que le reste des pays de la zone). L'on va donc spécifier des modèles SVAR pour X_t en imposant la contrainte qu'un choc budgétaire au Congo peut se diffuser au Gabon, au Cameroun et à la RCA (tandis que l'inverse n'est pas possible). Cette hypothèse s'avère nécessaire pour l'identification des modèles SVAR considérés.

Ensuite, à l'image de Oseni (2015) et tenant compte de l'hypothèse émise, les matrices A_t et

B_t des SVAR sont comme suit :

$$A_t = \begin{pmatrix} 1 & a_{12} & a_{13} & a_{14} \\ a_{21} & 1 & a_{23} & a_{24} \\ a_{31} & a_{32} & 1 & a_{34} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 \end{pmatrix} \text{ et}$$

$$B_t = \begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} \end{pmatrix} \quad (3)$$

a_{ij} est interprété comme l'effet d'un choc de la variable j sur la variable i . a_{21} , a_{31} , a_{32} , a_{41} , a_{42} et $a_{43} = 0$ sont les six contraintes imposées (liées au fait que le PIB réel n'affecte pas les variables budgétaires, la dette et l'importation ; les variables budgétaires n'affectent pas la dette et l'importation et, en fin, la dette n'affecte pas l'importation). L'on aura à estimer deux modèles par paires de pays : d'un côté, les modèles avec les dépenses publiques et de l'autre, ceux avec les recettes publiques.

c) Données

Les données utilisées sont trimestrielles et proviennent d'une seule source (WEO du FMI). La période d'étude va de 1996 à 2016. Le tableau ci-après décrit les principales variables utilisées dans le cadre de cette recherche.

Tableau 2 : Statistiques descriptives (pour le panel des six pays de la CEMAC)

Variable	Obs	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
PIB réel (Y_t)	504	21,152	1,096	18,617	22,903
Dépenses publiques totales (G_t)	504	1,506	0,296	0,997	2,482
Recettes publiques totales (T_t)	504	1,511	0,368	0,592	2,455
Dette publique (D_t)	504	2,181	1,021	-4,293	3,380
Importation (P_t)	504	2,424	7,749	-13,808	44,8

Source : auteur à partir des données issues de WEO du FMI

Le tableau 2 montre que, les écart-types de toutes les distributions (variables) sont inférieurs aux moyennes obtenues excepté l'importation. Ce qui dénote une faible dispersion des valeurs autour de la moyenne pour toutes les variables à l'exception de l'importation.

Excepté l'importation, toutes les autres variables ont été log-linéarisées. Cette transformation des variables a permis d'amortir l'amplitude des fluctuations (qui facilite la

stationnarité de ces variables), de réduire les irrégularités (d'ordre de grandeur de variables retenues) et d'interpréter les paramètres après estimation en termes d'élasticité (raison d'ordre économique). Par la suite, pour parler en termes de croissance, on a été amené à différencier ces variables (concernant l'analyse des séries chronologiques).

Pour l'étude de la stationnarité des données de panel, l'on a recouru aux tests usuels de Levin Lin et Chu (2002), LLC, et de Im, Persan et Shin (2003), IPS. A titre indicatif, le test LLC comme

celui de Breitung suppose une racine unitaire commune à tous les individus du panel, alors que celui de IPS comme ceux de ADF et PP suppose une racine par individu. Aussi, les deux tests considèrent l'hypothèse nulle comme la non stationnarité de la série en examen.

Considérons les données chronologiques aux pays comme le Congo, le Cameroun, le Gabon et la RCA, les tests de ADF (Dickey et Fuller Augmentés, 1981), PP (Phillips et Perron, 1988) et de KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin, 1992) ont été mobilisés pour l'étude de leur stationnarité. Il faut dire que l'ADF détecte si la variable suit un processus admettant une racine unitaire. Son hypothèse nulle caractérise le fait que la variable contient une racine unitaire, et l'alternative renseigne sur le fait que la variable génère un processus stationnaire. Comme ADF ne tient pas en compte la corrélation sérielle dans son analyse des variables, on recourt, habituellement, à PP pour en tenir compte. Aussi, le test de PP a les mêmes hypothèses que celles de l'ADF. S'agissant de KPSS, celui-ci tient compte des ruptures dans

les séries. Son hypothèse nulle dénote la présence d'une racine unitaire et alternative l'absence d'une racine unitaire.

Les résultats issus des tests de stationnaire (annexes 1), que ce soit en données de panel pour l'ensemble des pays de la zone ou en séries chronologiques pour le Congo, le Cameroun, le Gabon et la RCA, révèlent que ces variables sont intégrées d'ordres 0 (et le nombre de retard optimal est de 1 pour le PVAR et de 6, 7 et 6 pour les SVAR).

I. Résultats d'estimation et discussion

Les tableaux (3, 4 et 5) ci-dessous présentent les résultats obtenus du PVAR et des SVAR. Les tests de diagnostics (en annexes 1, 2), notamment la stabilité du PVAR et des SVAR et l'absence d'autocorrélation des erreurs des SVAR, donnent la validité des résultats des modèles estimés. De ce fait, ces résultats obtenus peuvent se prêter à l'interprétation.

Tableau 3 : Elasticités estimées du PVAR

VARIABLES	(Equation 1) Croissance du PIB réel	(Equation 2) Dépenses publiques totales	(Equation 3) Recettes publiques totales	(Equation 4) Dette publique	(Equation 5) Importation
Croissance du PIB réel (-1)	0,756*** (0,021)	-0,690*** (0,081)	-0,887*** (0,110)	-2,490*** (0,221)	-27,7*** (16,48)
Dépenses publiques totales (-1)	-0,014*** (0,004)	0,766*** (0,025)	-0,209*** (0,024)	0,287*** (0,045)	-14,93*** (2,591)
Recettes publiques totales (-1)	0,001 (0,003)	-0,040** (0,019)	1,000*** (0,028)	0,215*** (0,0517)	16,92*** (3,000)
Dette publique (-1)	0,001** (0,001)	-0,003 (0,004)	0,013** (0,006)	0,996*** (0,011)	2,681*** (0,534)
Importation (-1)	0,000* (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	0,000 (0,001)	0,916*** (0,055)
Observations	486	486	486	486	486

Source : auteur à partir des données issues de WEO du FMI
p<0.05, * p<0.1

Standard errors in parentheses *** p<0.01, **

En s'intéressant uniquement à l'équation de croissance du PIB réel, les résultats suggèrent que les variables croissance du PIB réel, dette publique et importation, toutes retardées d'une période, agissent positivement sur la croissance du PIB réel. Par contre, la variable dépense publique totale explique négativement la croissance du PIB réel. Ce qui signifie que, toutes choses étant égales par ailleurs, si l'on augmente de 1% les dépenses publiques totales,

elles induisent une diminution de 0,014% sur la croissance du PIB réel. La théorie keynésienne se voit être contredite tout en approuvant l'idée de la théorie anti-keynésienne des finances publiques selon laquelle la hausse des dépenses publiques à un effet dépressif sur l'activité économique. Une politique budgétaire restrictive, selon eux, aurait un effet expansif sur l'activité économique. Ces résultats contredisent ceux obtenus par Sangare (2018),

qui, dans le cadre de l'UEMOA, trouve que la politique budgétaire expansive encourage la croissance du PIB réel. **Les résultats de cette recherche indiquent que, il est favorable, pour les pays de la CEMAC, de renforcer la coordination des politiques budgétaires.**

L'analyse des fonctions des réponses impulsionnelles (annexes 1) fait que, durant l'horizon prévisionnel, les dépenses publiques induisent un effet non linéaire sur la croissance

du PIB réel. L'effet est récessif la première moitié de l'horizon temporel et devient expansif la seconde moitié de l'horizon temporel. Aussi, sur l'ensemble de la période en étude, les dépenses publiques contribuent à 1,4% de la variance de la croissance du PIB réel (**l'effet paraît moins considérable**). Le tableau ci-après donne les résultats des estimations des paramètres des SVAR.

Tableau 4 : Elasticités estimées des SVAR

Equation 1 :	Croissance du PIB réel	Recettes publiques totales	Dette publique	Importation
COG-CMR				
Croissance du PIB réel	1,000	0,004***	-0,034***	0,000
Recettes publiques totales	0,000	1,000	0,455	0,053***
Dette publique	0,000	0,000	1,000	-0,009***
Importation	0,000	0,000	0,000	1,000
COG-GAB				
Croissance du PIB réel	1,000	0,019	-0,004	-0,000
Recettes publiques totales	0,000	1,000	0,154*	-0,001
Dette publique	0,000	0,000	1,000	-0,003*
Importation	0,000	0,000	0,000	1,000
COG-RCA				
Croissance du PIB réel	1,000	-0,057***	-0,012***	-0,001
Recettes publiques totales	0,000	1,000	0,248***	-0,027***
Dette publique	0,000	0,000	1,000	-0,009
Importation	0,000	0,000	0,000	1,000
Equation 2 :	Croissance du PIB réel	Dépenses publiques totales	Dette publique	Importation
COG-CMR				
Croissance du PIB réel	1,000	0,028***	-0,012***	-0,000
Dépenses publiques totales	0,000	1,000	0,134*	0,004
Dette publique	0,000	0,000	1,000	-0,003
Importation	0,000	0,000	0,000	1,000
COG-GAB				
Croissance du PIB réel	1,000	0,019	-0,004	-0,000
Dépenses publiques totales	0,000	1,000	0,154*	-0,001
Dette publique	0,000	0,000	1,000	-0,003*
Importation	0,000	0,000	0,000	1,000
COG-RCA				
Croissance du PIB réel	1,000	0,016	0,001	-0,004***
Dépenses publiques totales	0,000	1,000	-0,066***	-0,011*
Dette publique	0,000	0,000	1,000	-0,023
Importation	0,000	0,000	0,000	1,000

Source : auteur à partir des données issues de WEO du FMI

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Toutes choses étant égales par ailleurs, les résultats découlant des SVAR montrent que, selon l'équation 1, l'augmentation de 1% des recettes publiques totales au Congo, implique un accroissement de 0,4% de la croissance du PIB réel au Cameroun. Par contre, l'augmentation de 1% de la dette publique au Congo, induit une diminution de 3,4% de la croissance du PIB réel au Cameroun. Aussi, la variation des recettes publiques totales comme la dette publique au Congo n'a aucun effet sur la croissance du PIB réel du Gabon. En ce qui concerne la RCA, l'augmentation de 1% des recettes publiques totales tout comme celle de la dette publique au Congo, entraîne de manière respective une diminution de 5,7 et 1,2% de la croissance du PIB réel en RCA.

Selon l'équation 2, toutes choses étant égales par ailleurs, l'accroissement de 1% des dépenses publiques totales au Congo, engendre

un accroissement de 2,8% de la croissance du PIB réel au Cameroun. A contrario, l'augmentation de 1% de la dette publique au Congo, induit une diminution de 1,2% de la croissance du PIB réel au Cameroun. Aussi, les effets de l'augmentation des dépenses publiques totales et de la dette publique ne sont pas constatés au Gabon et en RCA. **Il ressort des résultats des SVAR que les chocs budgétaires au Congo, sur la période en revue, ont eu des effets différenciés sur la croissance des pays frontaliers (Cameroun, Gabon et RCA) à prédominance récessifs par la variation de la dette publique.** De ce fait, renforcer la coordination des politiques budgétaires semble indéniable pour les pays de la CEMAC. L'ampleur dans les délais de transmission du choc budgétaire au Congo sur la croissance du PIB réel du Cameroun, Gabon et de la RCA est donnée dans le tableau ci-dessous.

Tableau 5 : Ampleur dans les délais de transmission aux chocs budgétaires

	Chocs budgétaires								
	Recettes publiques totales					Dette publique			
	Cameroun		Gabon		RCA	Cameroun		Gabon	RCA
Réaction de la croissance du PIB réel	-	+	-	+	-	+	+	-	-
Durée (en trimestre)	8	3	10	5	5	8	1	2	5
Ampleur	Forte	Faible	Forte	Forte	Forte	Forte	Faible	Faible	Forte
	Dépenses publiques totales					Dette publique			
	Cameroun		Gabon		RCA	Cameroun		Gabon	RCA
	Cameroun		Gabon		RCA	Cameroun		Gabon	RCA
Réaction de la croissance du PIB réel	-	+	-	+	+	+	-	+	-
Durée (en trimestre)	8	2	10	3	3	8	2	1	2
Ampleur	Forte	Faible	Forte	Faible	Faible	Forte	Faible	Faible	Faible

Source : auteur à partir des données issues de WEO du FMI

Les résultats des réponses impulsionnelles indiquent la divergence des délais dans la nature des effets des chocs budgétaires. Cette constatation confirme la différence de réaction de la croissance du PIB réel du Cameroun, du Gabon et de la RCA suite aux chocs budgétaires au Congo. Aussi, la contribution de la politique budgétaire à la variation du taux de croissance du PIB réel est différente selon les pays.

De l'analyse faite des résultats obtenus, l'on a pour enseignement principal que le débordement des politiques budgétaires, ce malgré les efforts de coordination des politiques

budgétaires, nuit à la croissance des pays de la zone CEMAC.

-Besoin d'un renforcement de la coordination des politiques budgétaires au sein de la CEMAC

Les politiques budgétaires menées par les pays membres de la CEMAC génèrent les effets de débordement qui nuisent les performances macroéconomiques des pays de la sous-région. En effet, les politiques budgétaires dans le contexte de la CEMAC sont anti-keynésiens. Ce constat confronte les résultats des travaux de Ondo (2005), qui apprécie les effets anti-

keynésiens de la politique budgétaire dans la CEMAC. De même, les résultats de cette recherche vont dans le même sens que les conclusions de Sangare (2018), qui, dans le cadre de l'UEMOA, analyse les effets de débordement des politiques budgétaires. Le point de vue selon lequel, la présence de débordement de la politique budgétaire n'est en soi une preuve de défaillance de marché (Greenwald et Stiglitz, 1986, etc.) n'est à prouver dans les pays de la CEMAC. L'action des politiques budgétaires, dans la CEMAC, engendre plutôt des équilibres sous-optimaux qu'il faille corriger. Le point de vue en faveur de la coordination des politiques budgétaires trouve sa place, dans la mesure où les effets de débordement nuisibles des politiques budgétaires dans la CEMAC semblent avoir des implications substantielles en matière de distribution du bien-être moyen entre les individus de nationalité différente (Pauly, 1973 ; etc.). Les travaux des auteurs comme Beetsma et al. (2005), Gros et Hobza (2001), etc. montrent que, contrairement aux résultats de cette recherche, les effets de débordements sont négligeables dans le cadre des pays développés. Aussi, Auerbach et Gorodnichenko (2013), parviennent à conclure que, seule en période de récession, les effets de débordements sont d'une importance considérable. Par contre, Sanghare (2018), Hebous et Zimmermann (2010), etc. reconnaissent l'importance considérable des effets de débordement des politiques budgétaires, tout comme cette recherche, et donc, plaident pour une coordination renforcée des politiques budgétaires. Ce besoin de renforcement de coordination des politiques budgétaires, dans la CEMAC, se constate au sein des institutions de celle-ci qui ont mis sur pied en 2017 les nouveaux critères de convergence multilatérale. Les efforts restent encore à faire pour une coordination effective des politiques budgétaires de la zone CEMAC.

CONCLUSION ET IMPLICATION DE POLITIQUES ÉCONOMIQUES

En définitive, la politique budgétaire en union monétaire pose, parmi tant d'autres, un problème des effets de débordement des politiques budgétaires. Cet article, dans le contexte de mise œuvre des critères de surveillance multilatérale, a examiné l'importance des effets de débordement des politiques budgétaires dans la CEMAC. La période couvrant cette recherche va de 1996 à

2016 avec les données en fréquence trimestrielle. De plus, deux types de données ont fait l'objet de l'analyse : les données de panel (comptant six pays de la CEMAC) et les séries chronologiques (prenant en considération quatre pays de la CEMAC).

Après avoir recouru à une double méthodologie, à savoir le PVAR et le SVAR, il ressort comme principal résultat, les politiques budgétaires ont un effet de débordement nuisible sur les performances macroéconomiques de la zone CEMAC. Aussi, de façon spécifique, le débordement de la politique budgétaire du Congo a des effets différenciés sur les pays frontaliers comme le Cameroun, le Gabon et la RCA. L'hypothèse émise par ce travail est vérifiée dans le contexte de la CEMAC.

Le besoin de renforcement de la coordination des politiques budgétaires, au sein de la CEMAC, est une évidence. Suivant le rapport intérimaire de surveillance multilatérale (CEMAC, 2018), un nouveau dispositif de surveillance multilatérale, en zone CEMAC, est entré en vigueur en janvier 2017. Ce nouveau cadre de convergence régionale vise à amener les pays membres à la mise en œuvre des politiques budgétaires contracycliques. En ce sens, l'on suggère comme implications de politiques économiques, en phase avec les travaux de Sanghare (2018), l'internalisation par les pays des règles budgétaires en vigueur pourra assurer leur pleine efficacité, la prise en compte des spécificités des économies de la CEMAC, pays pour la plupart riches en ressources pétrolières, est primordiale et appelle un cadre spécifique (de renforcement du dispositif de surveillance multilatérale).

BIBLIOGRAPHIE

- Alcidi, C., Määtänen, N. and Thirion, G., (2016a). « Cross-country spillover effects and fiscal policy coordination in EMU », Centre for European Policy Studies (CEPS), Brussels ;
- Alesina, A. and Wacziarg, R., (1998). « Openness, country size and government », *Journal of Public Economics*, 1998, vol. 69, issue 3, 305-321 ;
- Auerbach, A. J. and Gorodnichenko, Y., (2013). « Output Spillovers from Fiscal Policy », *American Economic Review*, American Economic Association, vol.

- 103(3), pages 141-46, May. DOI : 10.3386/w18578 ;
- Beetsma, R., Giuliodori, M. and Klaassen, F., (2005). « Trade Spillovers of Fiscal Policy in the European Union : A Panel Analysis », De Nederlandsche Bank Working Paper No. 052/2005, August ;
- Bénassy-Quéré, A., (2006). « Short-Term Fiscal Spillovers in a Monetary Union », CEPII Working Paper No. 2006-13, July ;
- Bénassy-Quéré, A., and Cimadomo, J., (2006). « Changing Patterns of Domestic and Cross-Border Fiscal Policy Multipliers in Europe and the US », CEPII Working Paper No. 2006-24, December ;
- Blagrove, P., Giang, H., Koloskova, K., Vesperoni, E., (2017). « Fiscal Spillovers : The Importance of Macroeconomic and Policy Conditions in Transmission », Spillover Notes Series (FMI) No. 17/02, October 18, 2017, Pages 28 ;
- Blanchard, O. and Perotti, R., (2002). « An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output », The Quarterly Journal of Economics, 117, 1329–68 ;
- Canova, F., (2013). « Modelling and forecasting government bond spreads in the Euro area : A GVAR model », Journal of Econometrics 177/2, 343–356 ;
- Canova, F., Ciccarelli, M. and Dallari, P., (2013). « Spillover of fiscal shocks in the Euro area, preliminary draft », European Central Bank, Frankfurt/Main ;
- Canova, F., Ciccarelli, M., (2013). « Panel VAR models : a survey », Advances in Econometrics 31, forthcoming ;
- Caporale, G., Girardi, A., (2011). « Fiscal spillovers in the Euro area », DIW Discussion Papers 1164, German Institute for Economic Research, Berlin ;
- Cavallo, M., (2005). « Government Employment Expenditure and the Effects of Fiscal Policy Shocks, Federal Reserve Bank of San Francisco », Working Paper Series 2005-16 CBN (Central Bank of Nigeria). (2014) ;
- CEMAC, (2018). « Le rapport de surveillance multilatérale de la CEMAC (2018) », Rapport intérimaire de surveillance multilatérale 2017/8 et perspectives ;
- Corsetti, Giancarlo, André Meier, and Gernot J. Müller, (2010). « Cross-Border Spillovers from Fiscal Stimulus », International Journal of Central Banking 6(1), March, 5-37. Driscoll, John C., Aart C ;
- Creel, J., (2001). « Faut-il contraindre la politique budgétaire en Union monétaire ? : Les enseignements d'une maquette simulée », Sciences Po publications info : hdl : 2441/2943, Sciences Po ;
- Elekdag, S., and Muir, D., (2014). « Das public Kapital : How much would higher German public investment help Germany and the Euro Area ? », IMF Working Paper WP/ 14/ 227, International Monetary Fund, Washington/DC ;
- Fatas, A. & Mihov, I., (2001). « The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence », CEPR Discussion Paper, No. 2760 ;
- Favero, C., Giavazzi, A. and Francesco, C., (2007). « Debt and the effects of fiscal policy », Working paper series // Federal Reserve Bank of Boston, No. 07-4 ;
- Garcia-Mila T., Goodspeed T., and Mc Guire T. J., (1999). « Fiscal decentralization policies and sub-national government debt in evolving federations », working paper (revised draft), <http://econ.hunter.cuny.edu/faculty/goodspeed/content.html> ;
- Garcia-Mila T., Mc Guire T. J., (2004). « Solidarity and Fiscal decentralization, 96th Annual Conference on Taxation, Chicago », November 2003, National Tax Association ;
- Greenwald, B., C. and Stiglitz, J., E., (1986). « Externalities in Economies with Imperfect Information and Incomplete Markets », The Quarterly Journal of Economics, Volume 101, Issue 2, 1 May 1986, Pages 229–264, <https://doi.org/10.2307/1891114> Published : 01 May 1986 ;
- Gros, D., and Hobza, A., (2001). « Fiscal policy spillovers in the Euro area : Where are they ? », CEPS Working Document, No.176, Brussels ;
- Guihéry, L., (1997). « Fédéralisme fiscal et redistribution : fondements et enseignements du fédéralisme allemand », Economies et finances. Université Lumière Lyon 2, 1997. Français. <Tel-01555361> ;

-
- Hebous, S., Zimmermann, T., (2013). « Estimating the effects of coordinated fiscal actions in the Euro area », *European Economic Review* 58, 110-121 ;
- In't Veld, J., (2016). « Public investment stimulus in surplus countries and their Euro area spill-overs », *Economic Brief* 016, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, European Commission, Brussels ;
- Kane, A., (2014). « Chocs asymétriques et fluctuations macroéconomiques dans les pays de l'UEMOA de la CEMAC », *Revue d'Economie Appliquée*, Vol 2, No2, Juil-déc. 2014, p. 70-96 ;
- Kenen, P., (1969). « The Theory of Optimum Currency Areas : An Eclectic View. In : Mundell, R. and Swoboda », A., Eds., *Monetary Problems of the International Economy*, The University of Chicago Press, Chicago ;
- Mundell, R. A., (1961). « A Theory of Optimum Currency Areas », *American Economic Review*, Vol. 51, No. 4 (Sep., 1961), pp. 657-665 ;
- Oates, W.E., (1972). « Fiscal Federalism », New York, Harcourt race Jovanovitch ;
- Ondo, O., (2005). « Effets anti-keynésiens et ajustements (le cas de la zone CEMAC) », *Economie & Gestion*, 6, numéro spécial, janv. - Juin, 3-26 ;
- Oseni. O. Isiaq., (2018). « Fiscal Policy Shocks and Private Consumption in Nigeria : Blanchard-Perotti (2002) Approach » Department of Economics, Olabisi Onabanjo University 21 Pages Posted : 9 May 2018 Date Written : October 21, 2015 ;
- Paty S., (2004). « Les externalités fiscales », *Journée d'Etude sur le Fédéralisme fiscal*, Namur, 19 novembre 2004 ;
- Pauly, M., V., (1973). « Income redistribution as a local public good », *Journal of Public Economics*, 1973, vol. 2, issue 1, 35-58.
- Perotti, R., (2004). « Estimating the effects of fiscal policy in OECD Countries », *IGIER- University Bocconi and Centre for Economic Policy*, 2, 1-43 ;
- Sanghare, I. (2018), « *Effets de débordement des politiques budgétaires en union monétaire hétérogène* », thèse de doctorat, Faculté des Sciences Économiques et de gestion, Université Cheikh Anta Diop de Dakar ;
- Weyerstrass, K., Jaenicke, J., J., Reinhard N., Haber R., van Aarle G., B., Schoors, Niko Gobbin, K., N., and Claeys, P. (2006), « *Economic spillover and policy coordination in the Euro Area* », *European Economy, Economic Papers Number 246*, European Com-mission, Brussels, March ;
- Wildasin, D., (1991). « Income Redistribution in a Common Labour Market », *American Economic Review*, 81 : 757-774 ;
- Wildasin, D., (1994). « Income Redistribution and Migration », *Canadian Journal of Economics*, 27 : 637-656.

Annexes

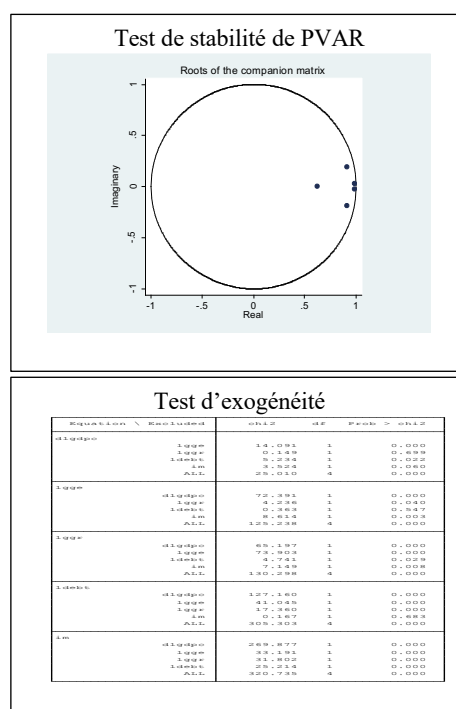
Cameroun

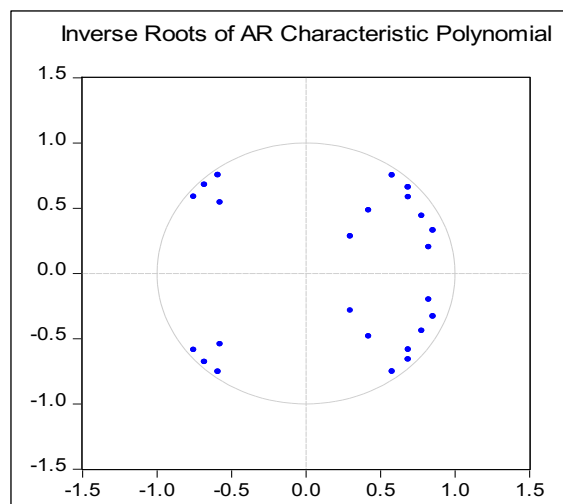
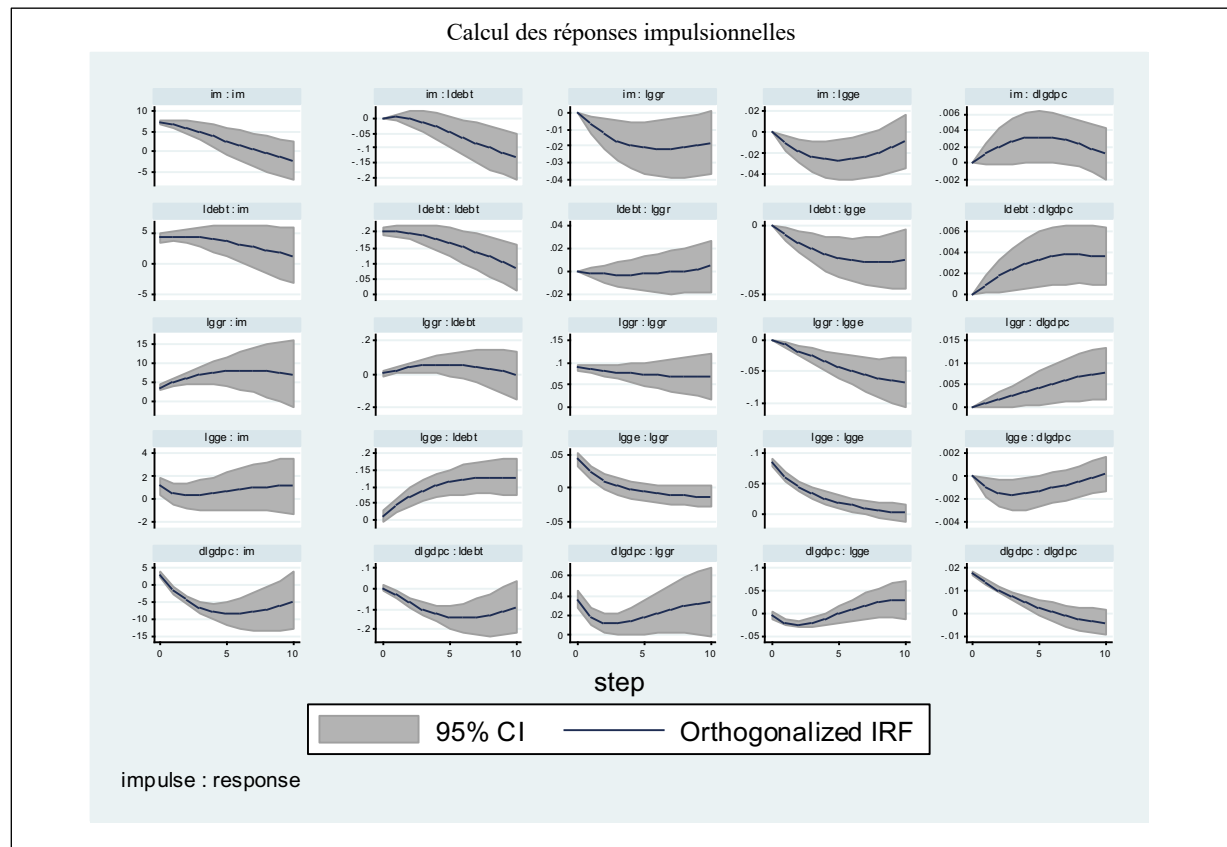
République Centrafricaine

DIM	ADF	PP	KPSS	DIM	ADF	PP	KPSS
Stat	-3,051427	-4,940894	0,041427	Stat	-3,379153	-6,237936	0,028867
5% level	-2,901217	-2,897223	0,463000	5% level	-2,901217	-2,897223	0,463000
DLDBET	ADF	PP	KPSS	DLDEBT	ADF	PP	KPSS
Stat	-2,701275	-2,281351	0,250686	Stat	-2,411175	-3,266808	0,106451
5% level	-2,899619	-1,944811	0,463000	5% level	-1,945324	-1,944811	0,463000
GDPC	ADF	PP	KPSS	DLGDPC	ADF	PP	KPSS
Stat	-3,743545	-3,523338	0,095717	Stat	-4,261072	-3,425442	0,127331
5% level	-2,899619	-2,897223	0,463000	5% level	-2,899619	-2,897223	0,463000
Gabon				Congo			
DIM	ADF	PP	KPSS	DLGGE	ADF	PP	KPSS
Stat	-4,922918	-5,251126	0,041889	Stat	-3,82737	-3,494021	0,138703
5% level	-2,902953	-2,897223	0,463000	5% level	-2,901779	-2,897223	0,463000
DLDEBT	ADF	PP	KPSS	DLGGR	ADF	PP	KPSS
Stat	-1,760217	-3,843327	0,291367	Stat	-4,445801	-4,232739	0,036054
5% level	-1,945139	-1,944811	0,463000	5% level	-2,901779	-2,897223	0,463000
DLGDPC	ADF	PP	KPSS				
Stat	-1,783578	-3,056294	0,321076				
5% level	-1,945324	-1,944811	0,463000				

Annexes 1b : Tests de stationnarité données de panel

LLC DLGDPC			IPS DLGDPC		
Unadjusted t	-12,2399		W-t-bar	-10,0240	0,0000
Adjusted t*	-9,0386	0,0000			
LLC LGGR			IPS LGGR		
Statistic	p-value		Statistic	p-value	
Unadjusted t	-12.1383		W-t-bar	-13.4692	0.0000
Adjusted t*	-10.4824	0.0000			
LLC LGGE			LLC LGGE		
Statistic	p-value		Statistic	p-value	
Unadjusted t	-10.7474		W-t-bar	-10.9512	0.0000
Adjusted t*	-9.0052	0.0000			
LLC LDEBT			IPS LDEBT		
Statistic	p-value		Statistic	p-value	
Unadjusted t	-5.4400		W-t-bar	-2.2570	0.0120
Adjusted t*	-3.0842	0.0010			
LLC IM			IPS IM		
Statistic	p-value		Statistic	p-value	
Unadjusted t	-11,5037		W-t-bar	-9,1834	0,0000
Adjusted t*	-8,4749	0,0000			





VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

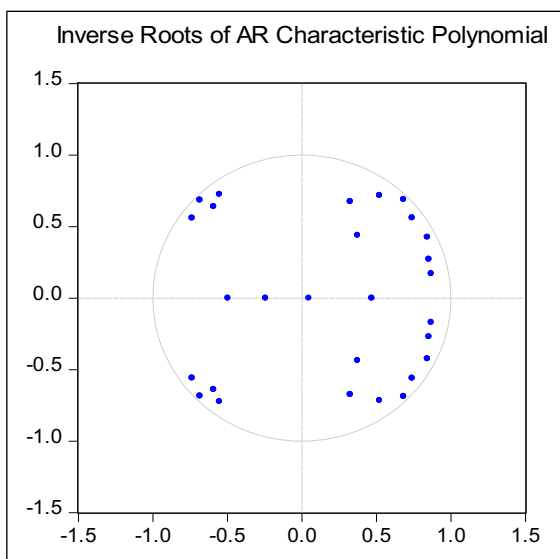
Date: 11/28/18 Time: 18:00

Sample: 1996Q1 2016Q4

Included observations: 77

Lags	LM-Stat	Prob
1	5.736046	0.9907
2	7.647415	0.9587
3	16.95647	0.3884
4	81.48343	0.0000
5	19.32039	0.2524
6	6.474437	0.9821

Probs from chi-square with 16 df.



VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

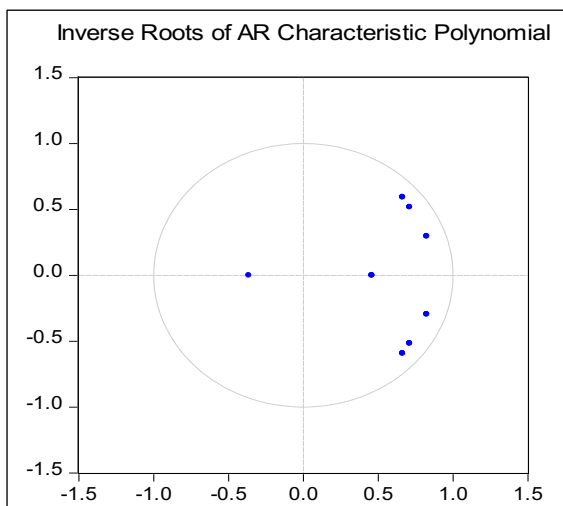
Date: 11/28/18 Time: 18:46

Sample: 1996Q1 2016Q4

Included observations: 76

Lags	LM-Stat	Prob
1	26.68257	0.0451
2	13.11140	0.6646
3	16.58343	0.4130
4	56.65828	0.0000
5	12.45893	0.7118
6	7.167461	0.9699
7	15.34900	0.4992

Probs from chi-square with 16 df.



VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Date: 11/28/18 Time: 17:13

Sample: 1996Q1 2016Q4

Included observations: 81

Lags	LM-Stat	Prob
1	17.91789	0.3287
2	8.718822	0.9245
3	32.49075	0.0086
4	152.0690	0.0000
5	23.00097	0.1137
6	5.637023	0.9916

Probs from chi-square with 16 df.