

REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE

RIELF 2021, Vol. 6, N°2

Association Internationale
des Economistes de Langue Française



avec la collaboration de



UNIwersYTET
EKONOMICZNY
W POZNANIU

l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań



L'Université Bernardo O'Higgins - Chili

Directeur de la publication

Krzysztof MALAGA, rédacteur en chef, USEGP, Pologne

Comité éditorial

Alastaire ALINSATO, Bénin
Camille BAULANT, France
Matouk BELATTAF, Algérie
Francis BISMANS, Belgique
Horst BREZINSKI, Allemagne
Abdelaziz CHERABI, Algérie
Bernard COUPEZ, France
Jean-Jacques EKOMIE, Gabon
Jules-Roger FEUDJO, Cameroun
Camelia FRATILA, Roumanie
Marian GORYNIA, Pologne
Driss GUERRAOUI, Maroc
Juliana HADJITCHONEVA, Bulgarie
Vidal IBARRA-PUIG, Mexique
Nafii IBENRISSOUL, Maroc
Michel LELART, France
Laura MARCU, Roumanie
Boniface MBIH, France

Isabel MOCOROA-VEGA, Espagne
Mbodja MOUGOUE, États-Unis
Thierry PAIRAULT, France
Jacques POISAT, France
Jean-Christophe POUTINEAU, France
Carlos QUENAN, Argentine
Marek RATAJCZAK, Pologne
Alain REDSLOB, France
Xavier RICHEL, France
Jeannette ROGOWSKI, États-Unis
Paul ROSELE CHIM, France
Claudio RUFF ESCOBAR, Chili
Baiba ŠAVRINA, Lettonie
Lansana SEYDI, Brésil
Viatcheslav SHUPER, Russie
Abdou THIAO, Sénégal
Roger TSAFACK NANFOSSO, Cameroun
François VAILLANCOURT, Canada

Comité de rédaction

Krzysztof MALAGA, rédacteur en chef, USEGP, Pologne
Małgorzata MACUDA, secrétaire de rédaction, USEGP, Pologne

Eliza SZYBOWICZ, soutien éditorial, USEGP, Pologne
Marta DOBRECKA, rédactrice technique, USEGP, Pologne

© Copyright by Association Internationale des Economistes de Langue Française, Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań
Paris, Poznań 2021

La RIELF offre son contenu complet en accès libre sous licence Creative Commons BY NC SA 4.0

ISSN 2551-895X
e-ISSN 2727-0831

Edition digitale et imprimée
Editions de l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań
Projet de couverture : Izabela Jasiczak, Bernard Landais, Krzysztof Malaga, Eduardo Téllez

TABLE DES MATIÈRES

Avant-propos (Krzysztof Malaga)	3
IDRYS FRANSMEL OKOMBI	
Courbe de Laffer de la relation entre la dette publique et la croissance en Afrique : importance de la qualité institutionnelle.....	9
THIERRY PAIRAULT	
L'endettement des pays de l'UEMOA à l'égard de la Chine	37
FRANCK MONDESIR TSASSA MBOUAYILA	
Effets des politiques conjoncturelles sur la croissance économique en Zone franc .	51
THIERNO THIOUNE	
Écart de production dans la Zone UEMOA : analyse comparative d'une estimation par la fonction de production, le filtre de Kalman et le VAR structurel bayésien	77
TOMONDJI DAYANE THIERNAUD BEHANZIN, MAMADOU ABDOULAYE KONTE	
Impact de l'ouverture commerciale sur croissance économique dans l'UEMOA	106
KOSSI ATTSUTSÈ DZIÉDZOM TSOMDZO, YACOBOU SANOUSSI, KWAMI OSSADZIFO WONYRA	
Déterminants des dépenses publiques de santé en Afrique subsaharienne.....	126
ESSOSINAM FRANCK KARABOU, KOMLAN AMETOWOYO ADEVE, KPATCHAA SONGHAÏ	
L'effet des politiques d'aide à la santé sur le développement sanitaire et économique en Afrique subsaharienne.....	142
YACOBOU SANOUSSI, KOMLAN AMETOWOYO ADEVE, KWAMI OSSADZIFO WONYRA	
Urbanisation et inégalités de revenu en Afrique subsaharienne : quel rôle pour la gouvernance traditionnelle et la e-gouvernance ?	162
SEGNON AGUEY, YÉZIDOU ALI, AKOÉTÉ EGA AGBODJI	
Effets de la stratégie de relance post-COVID-19 de la BCEAO sur les agrégats économiques au Togo.....	183
FOUSSÉNI NAPO, KOFFI BIOVA ESSIOMLE	
Soutenabilité de la dette publique post-initiative pays pauvres très endettés (PPTE) : une évidence empirique au Togo.....	216

WOULAMÉ OUDJIM, YACOBOU SANOUSSI, KODJO EVLO Déterminants de la malnutrition des enfants au Togo : une analyse par les disparités selon le milieu de résidence	239
JACQUES KIAMBU DI TUEMA, FLORENT JEAN DÉSIRÉ KABIKISSA, FERDINAND MOUSSAVOU, CLAUDE LOMAMA LOMBOTO, ÉTIENNE KIYUNGA TCHANDEMA Banques et opérateurs de téléphonie mobile dans l'inclusion financière en République Démocratique du Congo : concurrence et innovations	261

EFFETS DES POLITIQUES CONJONCTURELLES SUR LA CROISSANCE ÉCONOMIQUE EN ZONE FRANC

Effects of cyclical policies on economic growth in the Franc Zone

FRANCK MONDESIR TSASSA MBOUAYILA¹

Université Marien Ngouabi, Congo-Brazzaville

Faculté des Sciences Économiques

fmtsassa@yahoo.fr

ORCID : <https://orcid.org/0000-0002-4863-3224>

Abstract: This article finds its affiliation in the budgetary theory of the price level. It proposes the simultaneous study of cyclical shocks in the Franc Zone, using a structural PVAR model combining activity, prices, a real short-term interest rate, the primary budget balance and the external debt. The effects and transmission times of budgetary and monetary impulses on GDP appear to be differentiated in the two short-term monetary unions. The cyclical components of the BEAC and BCEAO refinancing rates are positively linked to those of the primary deficits in the Franc Zone. Fiscal policies have a negative effect on GDP growth. However, monetary policies produce positive shocks on the development of economic growth in these two monetary unions. It is therefore necessary that the monetary authorities relax the rules of monetary policy by reducing interest rates, which will also revive activity. And governments then have no incentive to increase their deficit.

Keywords: economic policy, structural VAR, economic growth.

Résumé : Cet article trouve son affiliation dans la théorie budgétaire du niveau des prix. Il propose l'étude simultanée des chocs conjoncturels en Zone franc, à l'aide d'un modèle PVAR structurel regroupant l'activité, les prix, un taux d'intérêt réel de court terme, le solde budgétaire primaire et la dette extérieure. Les effets et les délais de transmission des impulsions budgétaires et monétaires sur le PIB apparaissent différenciés dans les deux unions monétaires à court terme. Les composantes cycliques des taux de refinancement de la BEAC et BCEAO sont positivement liées à celles des déficits primaires dans la Zone franc. Les politiques budgétaires agissent négativement sur la croissance du PIB. Cependant les politiques monétaires produisent des chocs positifs sur l'évolution de la croissance économique dans ces deux Unions monétaires. Il est donc nécessaire que les autorités monétaires

¹ Université Marien Ngouabi, BP, 69-Brazzaville, République du Congo.

allègent les règles de politique monétaire en réduisant les taux d'intérêt, ce qui va également relancer l'activité. Et les gouvernements n'ont alors aucune incitation à accroître leur déficit.

Mots-clés : politique conjoncturelle, VAR structurel, croissance économique.

JEL classification : C32, E23, E52, E60, H6.

Introduction

Le choc massif et brutal du produit intérieur brut par la pandémie de coronavirus (COVID-19) et par les mesures d'arrêt de l'activité prises par les autorités publiques pour l'enrayer, plongent les économies des pays de la Cemac et de l'UEMOA dans une grave récession. Ce qui représente la plus forte récession de ces Zones monétaires depuis la crise des années 1980. Au début des années 1990, les économies des pays membres de la Zone franc ont été caractérisées par des crises d'endettement qui renforcent le rôle des politiques monétaires et budgétaires d'assurer la stabilité macroéconomique, en particulier la stabilité des prix. Selon cette vision, seule la politique budgétaire est le principal outil à la disposition des autorités publiques pour intervenir et influencer l'économie réelle de ces deux zones monétaires.

L'orientation de des politiques économiques dans ces deux espaces monétaires apparaît comme le principal élément justifiant l'écart de performance économique des deux unions monétaire. Cette orientation conjointe des politiques monétaires et budgétaires, encore appelée *policy-mix*, a connu des évolutions contrastées en Zone franc. Celles-ci s'expliquent en particulier par des évolutions conjoncturelles des cycles économiques plus marqués et des contraintes de politique économique différentes. Cette orientation des politiques vers la régulation de la demande à court terme a fait l'objet d'une controverse théorique intense dans les débats économiques. Le changement de cap de la politique économique à la fin des années 80 et la priorité donnée à la lutte contre l'inflation ont durablement influencé le fonctionnement des pays de la Zone franc, dont l'architecture s'inspire de la critique théorique des politiques conjoncturelles de relance keynésienne. Les contraintes institutionnelles rendent par ailleurs délicat la mise en œuvre cohérente de la politique monétaire et des politiques budgétaires menées par les pays membres de la Zone franc.

Ensuite, depuis la mise en place dans la Zone franc des mécanismes de surveillance multilatérale des politiques économiques après l'ajustement monétaire de 1994, l'analyse des effets de *policy-mix* sur la croissance économique a fait l'objet de débats intenses parmi les décideurs politiques et les économistes. Le bilan macroéconomique de la Zone franc est en effet très mitigé, marqué par des performances individuelles contrastées, avec des grands pays dans une période prolongée de croissance. Face aux performances médiocres en termes de croissance

et d'emploi, les politiques conjoncturelles ont paru bridées et peu réactives. Dans le même temps, les politiques conjoncturelles semblent aujourd'hui en panne. S'appuyant sur ce constat, cet article cherche à expliquer l'idée selon laquelle les politiques conjoncturelles sont des outils efficaces de la politique économique pour stimuler l'activité réelle ne fait pas l'unanimité au sein des économistes. En outre, la littérature consacrée à la relation « *Policy-mix* et activité économique réelle » est tout aussi vaste que divergente.

C'est ainsi que l'analyse keynésienne a montré que les politiques budgétaire et monétaire sont utilisées pour réguler le niveau de la demande globale. Une hausse des dépenses publiques, typiquement financée par l'emprunt public, représente une hausse de la demande effective qui conduit les entreprises à augmenter la production et l'emploi. Cette hausse initiale déclenche un processus cumulatif d'augmentation des revenus, de la demande et de la production qui constitue le célèbre multiplicateur keynésien. Une politique monétaire expansionniste prenant la forme d'une augmentation de la quantité de monnaie ou, plus directement, d'une baisse du taux d'intérêt, a les mêmes effets car elle stimule l'investissement et, éventuellement, la consommation en incitant les ménages à épargner moins ou même à s'endetter pour augmenter la consommation.

Pendant, la nouvelle macroéconomie classique défend l'idée selon laquelle, les politiques budgétaires et monétaires ne sont pas efficaces car lors d'une émission monétaire, les anticipations inflationnistes jouent à plein effet. Les agents économiques sont amenés à demander une hausse du niveau de salaire, la demande excédentaire induit une hausse des prix. Par conséquent, selon ce modèle il convient d'affecter la politique monétaire à la stabilité des prix et le contrôle budgétaire simultané. Dans ce même ordre d'idée, dans un monde de plus en plus marqué par une tendance à la libéralisation des échanges, où les nations s'unissent davantage pour assurer le dynamisme de leur secteur commercial, l'utilisation de la politique monétaire à des fins de régulation conjoncturelle apparaît très difficile, voire inefficace. Dès qu'un groupe de pays forme une Union économique et monétaire dans le cadre du processus d'intégration, la stabilisation de l'activité économique est dévolue à la politique budgétaire.

Cet article se définit dans le cadre de la théorie monétaire-budgétaire de Leeper (1991) qui soutiennent que la politique conjoncturelle jouait un rôle des équilibres macroéconomiques. Il contribue à actualiser la théorie des politiques conjoncturelles dans une Union monétaire et apporter un éclairage empirique nouveau sur les effets des politiques macroéconomiques discrétionnaires sur la croissance économique, en s'inspirant de l'approche méthodologique développée par Blanchard et Perotti (2002), en choisissant d'utiliser une méthode vectorielle autorégressive structurelle pour identifier les effets instantanés et discrétionnaires de la politique budgétaire sur la croissance économique. Les analyses empiriques de Blanchard & Perotti se heurtent cependant à une difficulté notoire : leur vision de très court terme

de la politique conjoncturelle. Aucune contrainte de long terme n'est envisagée et l'incidence de la dette extérieure sur le comportement des autorités budgétaires à moyen et long terme n'est pas étudiée. Les multiplicateurs ne prennent donc pas en compte les effets de long terme de la politique monétaire et budgétaire.

Le sujet que nous traitons a une grande place dans les débats actuels à partir du moment où les politiques conjoncturelles permettent de limiter l'ampleur des ralentissements économiques ou des récessions. D'où cet article a un triple intérêt. Tout d'abord, il permet de fournir aux États un outil important dans la conduite de *policy-mix*, notamment en ce qui concerne les effets d'ajustement des politiques conjoncturelles sur la croissance économique. Ensuite, sur un plan technique, ce travail permet de fournir des paramètres clés permettant de construire des modèles structurels aux fins de simulations et de prévisions pour les économies de la Zone franc. Enfin, ce travail contribue plus globalement à une meilleure appréciation des multiplicateurs budgétaires dans les pays en développement, qui ont fait l'objet de peu d'études empiriques (Batini, Eyraud, Forni, & Weber, 2014a ; Batini, Eyraud, & Weber, 2014b ; Combes & Mustea, 2014).

Le choix de mener la réflexion en Zone franc sur deux unions économiques et monétaires (l'UEMOA² et la Cemas³) trouve ses explications par rapport à des politiques de croissance en Zone franc, qui doivent faire l'objet de simulations macro-économiques parce que les rapports de la Zone franc ne quantifient ni l'impact intertemporel des politiques de croissance, ni la diversité de l'impact des politiques de croissance au sein des pays de Zone franc, ni les gains qui découleraient de l'émulation au sein de ces pays. Par ailleurs, les mécanismes économiques sont les mêmes d'un pays à un autre, étant donnée que la mise en œuvre du Pacte de Convergence, de Stabilité, de Croissance et de la Solidarité conduit à la convergence des comportements et des institutions des pays de membres de la Zone franc.

Cet article propose donc d'évaluer les effets simultanés des chocs monétaires et budgétaires sur la croissance économique à l'aide d'une modélisation de VAR structurel en données de panel simple regroupant l'activité, les prix, un taux d'intérêt réel à court terme le solde budgétaire primaire et la dette extérieure. Si ce choix conduit à limiter, pour chaque aspect de la politique économique, le nombre de variables étudiées, il permet toutefois de prendre en compte leurs interactions par le jeu des corrélations mises en évidence récemment sur les données de panel par Debrun et Wyplosz (1999) pour les pays de la Zone Cemas et l'UEMOA, sans nécessiter un ensemble important d'hypothèses sur les relations entre grandeurs. Cet enrichissement, qui conduit à mieux apprécier le *policy-mix* global dans les

² Qui est composée de huit États, à savoir le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, la Guinée-Bissau, le Mali, le Niger, le Togo et le Sénégal.

³ Réunit le Cameroun, la République centrafricaine, la République du Congo, le Gabon, la Guinée équatoriale et le Tchad.

deux Unions monétaires, pourrait éclairer la coordination des politiques budgétaires et monétaire.

Au regard de ce qui précède, le reste de l'article est organisé à la suite de cette introduction de la manière suivante. La première section expose la revue de la littérature sur les effets des politiques conjoncturelles sur la croissance économique. Dans la deuxième section, nous présentons la méthodologie d'analyse adoptée. Dans la troisième, nous commentons les résultats obtenus de l'analyse de dynamique des chocs des politiques budgétaire et monétaire dans la Zone franc en nous appuyant sur l'approche des modèles PSVAR sous forme structurelle avec des contraintes de court terme, et tirons les conclusions en matière de politique économique.

1. Revue de la littérature

Cette littérature nous permet de dégager les grilles de lecture structurant le débat. Il y a les travaux théoriques d'une part, et empiriques d'autre part. Sur le plan théorique, (Mundell, 1962) soutient que la question du *policy-mix* se pose comme un problème de la gestion de la demande globale à travers des politiques de stabilisation. Ainsi, il s'agit de mettre en évidence le dosage optimal des politiques monétaire et budgétaire qu'il faut pour stimuler non seulement l'activité économique, mais aussi stabiliser l'inflation. Le modèle keynésien postule qu'étant donné que ces deux instruments de politique économique transitent par le même canal (demande globale), aucune affectation optimale des instruments aux objectifs ne peut être isolée. Il serait donc indifférent d'affecter la politique monétaire ou la politique budgétaire aux prix ou à l'activité.

C'est ce que la littérature désigne par l'entonnoir keynésien ou le « principe de l'entonnoir commun » de Tobin. Cette question soulève deux types d'enjeux ; celui du type d'objectifs et d'instruments devant être utilisés, et celui du bon usage des instruments. Ceci a conduit à l'émergence du théorème d'affectation de Tinbergen (1952) et celui du principe des avantages comparatifs aux politiques économiques de Mundell (1962). Toutefois, une extension de ce modèle dans le cadre d'une économie ouverte, et ce, en présence d'un régime de change (fixe ou flexible) et d'un degré de mobilité des capitaux, a donné naissance au modèle IS-LM-BP (Mundell-Flemming) dont les enseignements ont été largement discutés dans la littérature.

Dans ce nouveau cadre d'analyse, Mundell (1968) préconise l'affectation de la politique monétaire à l'équilibre externe et celle de la politique budgétaire à l'équilibre interne. Une telle règle génère quatre types de déséquilibres dont seules les situations d'excès de demande intérieure et d'excédent extérieur, puis d'excès d'offre intérieure et de déficit extérieur exigent l'emploi du *policy-mix* accommodant. Celui-ci étant indifférent dans le cas d'excès de demande intérieure et déficit

extérieur, puis d'excès d'offre intérieure et excédent extérieur. Cependant, en présence de la trappe à liquidité, Keynes (1942) subordonne la politique monétaire à la politique budgétaire. Ainsi, une telle politique d'accompagnement permet d'éviter l'effet d'éviction par le taux d'intérêt tout en conservant l'effet stimulant sur l'activité.

Bien que constituant la référence de la doctrine du *policy-mix*, le modèle de Mundell et Fleming semble plus en accord avec plusieurs caractéristiques des économies contemporaines au regard de ses hypothèses parfois circonscrites⁴. En effet, face à la stagflation des années 70, le *policy-mix* keynésien a été remis en cause par non seulement les monétaristes, mais aussi par la Nouvelle Économie Classique. Toutefois, l'essentiel de leurs recommandations a été affaibli par des évidences empiriques (Blinder, 1982), donnant ainsi plus d'échos à l'adoption du *policy-mix*, car les autorités ont des doutes sur la capacité de l'économie à s'auto-stabiliser, comme le montrent ses détracteurs. Ainsi, à la suite du modèle d'incohérence temporelle des politiques optimales de Kydland et Prescott (1977), l'enjeu du *policy-mix* se déplace du problème de l'affectation vers celui de la coordination stratégique entre les autorités de politique économique.

C'est ainsi que la théorie monétaire-budgétaire livre une explication moins courante de l'épisode d'inflation élevée et galopante qui a touché le Brésil dans les années 1980. Loyo (1999) suggère en effet que ce phénomène trouve son origine dans la combinaison d'une politique monétaire et d'une politique budgétaire actives. En relevant ses taux, la banque centrale s'efforçait de comprimer la forte inflation. Or, comme les agents économiques s'attendaient à ce que l'alourdissement des charges d'intérêts n'induisse pas de consolidation fiscale (autrement dit, que l'autorité budgétaire ne s'oriente pas passivement vers une stabilisation de la dette publique réelle), les détenteurs d'obligations avaient le sentiment d'être plus riches, entraînant dès lors une hausse de l'inflation. Dans cet épisode, une politique monétaire plus restrictive aurait donc entraîné un alourdissement de la dette nominale et fait exploser l'inflation. Autrement dit, la théorie monétaire-budgétaire ne voit pas qu'une origine budgétaire aux hyperinflation – contrairement à la vision conventionnelle – mais y voit également la possibilité d'une cause monétaire. Dans le premier cas, le dérapage de l'inflation résulte du financement monétaire de déficits budgétaires alors que dans le second, il découle de l'incidence budgétaire d'une politique restrictive des taux d'intérêt.

Sur le plan empirique, de nombreuses études ont tenté de tester les relations de causalité entre la politique monétaire et budgétaire avec l'activité économique. L'étude de Friedman & Meiselman (1963) a démontré que la croissance

⁴ (1) l'hypothèse de rigidité des prix est désormais difficile à admettre ; (2) Mundell ne se préoccupe pas de la dynamique du modèle : peut-on vraiment se satisfaire d'une augmentation permanente des taux d'intérêt pour soigner un déficit externe, sans se soucier d'effets secondaires ? (3) – le modèle occulte l'inflation dans sa formalisation. Notons qu'une autre littérature a mis en évidence un *policy-mix* basé sur des régimes ricardien & non ricardien.

économique exprimée par la consommation est influencée beaucoup plus par la politique monétaire que par la politique budgétaire. Ces résultats d'inspiration monétariste ont été corroborés par l'étude faite au sein de la Federal Reserve Bank de St Louis par Anderson et Jordan (1968) d'où le nom du modèle de St Louis à travers lequel, la variation de la dépense totale courante est exprimée en fonction des variations de l'offre de monnaie et des dépenses publiques dans le but de tester l'efficacité relative des politiques budgétaires et monétaires sur l'activité économique (Kone, 2000).

Dans la même logique, les deux économistes Mehta et Kiseru (1993) ont utilisé ce modèle et ont tiré les mêmes conclusions Carlson (1978) a aussi testé l'efficacité des deux politiques conjoncturelles par rapport au taux de croissance aux États-Unis, en utilisant des données trimestrielles de dépenses publiques et d'offre de monnaie, pour conclure que la politique monétaire est efficace en termes de croissance économique contrairement à la politique budgétaire. Cependant, des études d'inspiration keynésienne ont contredits, le résultat d'Anderson et Jordan comme l'étude de Keran (1970) sur huit pays industrialisés ainsi que l'étude de Chowdhury (1988) sur un échantillon de pays d'Amérique Latine, ont toutes prouvé l'efficacité de la politique budgétaire plus que la politique monétaire. Par ailleurs, l'étude de Chowdhury (1988) en appliquant l'équation de St Louis sur six pays Européens, à savoir la Belgique, le Danemark, l'Autriche, la Hollande, la Norvège et la Suède, a montré que l'effet de la politique budgétaire était positif en Belgique et en Hollande, la politique monétaire efficace en Danemark, Norvège et Suède, tandis que les résultats pour l'Autriche n'ont pas été satisfaisants.

L'étude de Kamal (2010) sur les effets macroéconomiques des chocs de la politique budgétaire en Grande Bretagne démontrent l'efficacité progressive de cette politique sur la croissance dans le court terme et celles de Beetsma et Giuliodori (2011) sur les pays de l'Union Européen. L'étude de Daly et Smida (2013) sur l'interaction des politiques budgétaire et monétaire en Grèce, où la politique monétaire a le rôle principal dans la stabilisation de la conjoncture, notamment par le financement du déficit budgétaire et la gestion monétaire.

Cependant, Bean, Paustian, Penalver et Taylor (2010) montrent par exemple que l'accommodante de la politique monétaire a contribué à la hausse des prix immobiliers à hauteur de 46% au Royaume-Uni et de 26% aux États-Unis. Ahrend, soutient quant à lui, que les périodes de politique monétaire accommodante, observées dans 14 pays de l'OCDE, sont pour les trois quarts d'entre elles corrélées avec des périodes de hausse soutenue des prix immobiliers supérieure à 8% en rythme annuel. Goodhart et Hofmann (2007) ont examiné la relation entre les prix immobiliers, les variables macroéconomiques et d'autres indicateurs financiers dans 17 pays industrialisés pour la période 1980–2017 à l'aide de données annuelles. Ils ont constaté qu'une baisse de 25 points de base du taux d'intérêt mène à une augmentation, statistiquement significative, de 0,8% des prix de l'immobilier. D'autres études vont

dans le même sens, comme celles de Kahn (2010) ou celle de Jarocinski et Smets (2008), même si elles relativisent la part due à la politique monétaire.

En référence à tous ces travaux, il ressort que la politique budgétaire impacte la conduite de la politique monétaire à travers de multiples canaux. En effet, l'accroissement du déficit budgétaire oriente, à court terme, la demande, tandis que les investissements de long terme agissent sur le sentier de production de l'économie et, in fine, sur la trajectoire future de l'inflation. De son côté, la politique monétaire, par le biais de la variation des taux d'intérêt, influence également sur les coûts de refinancement du Trésor public, et partant, sur le niveau du déficit budgétaire et, dans une certaine mesure, sur la soutenabilité de la dette publique.

Le cadre théorique appliqué au raisonnement mené dans ce travail s'appuie sur le modèle de la Nouvelle économie keynésienne. La théorie budgétaire sert en effet de cadre général permettant d'introduire dans l'analyse empirique des effets des politiques conjoncturelles sur la croissance, sans pour autant nous contraindre exagérément dans la procédure d'identification, puisque existent deux configurations opposées des politiques économiques, dont une seule est compatible avec elle et ne suffit pas à valider la théorie budgétaire du niveau des prix. Il reste à vérifier que le comportement des autorités monétaires participe bel et bien de la stabilité macroéconomique. Ainsi, sur le plan théorique, les modèles macroéconomiques ont fait apparaître que la politique monétaire favoriserait le mieux l'activité économique en assurant une inflation basse et stable (Blanchard & Galí, 2007). Comme la politique monétaire, en fixant les taux directeurs, s'était révélée apte à stabiliser non seulement l'inflation mais également l'écart de production, une politique budgétaire active s'avérait moins nécessaire pour réaliser ce dernier objectif.

2. Méthodologie économétrique

L'objectif est d'évaluer les effets simultanés des chocs des politiques conjoncturelles sur la croissance économique, en tentant d'apporter un éclairage empirique nouveau sur l'analyse des effets macroéconomiques à court terme de la composante discrétionnaire de la politique budgétaire et monétaire. On inclut dans l'analyse des indicateurs relatifs à l'activité réelle (PIB réel), à l'évolution des prix (l'indice harmonisé des prix à la consommation), à l'évolution de la dette extérieure, à la conduite des politiques budgétaires nationales (solde primaire budgétaire) et de la politique monétaire commune (le taux d'intérêt à trois mois du marché monétaire). La démarche adoptée se compose de deux étapes. La première étape permet de donner l'orientation des politiques monétaires et budgétaires en Zone franc selon l'approche de co-mouvement de la politique monétaire et budgétaire. La seconde étape consiste à établir une relation économétrique analysant des effets des politiques conjoncturelles sur la croissance économique.

2.1. Analyse du co-mouvement de taux de refinancement et du déficit primaire

En implémentant le co-mouvement entre les variables : le taux de refinancement de la BEAC et de la BCEAO et le déficit primaire des pays membres de la CEMAC et de l'UEMOA afin d'identifier le degré de concordance par la construction de l'indice de concordance de Harding et Pagan (2002). Cet indice permet d'apprécier le lien entre les périodes de récession et d'expansion de deux séries x (le taux de refinancement de la BEAC) et y (déficit primaire). Formellement, l'indice de concordance entre x et y se calcule comme suit :

$$IC_{xy} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N [S_{xt} \cdot S_{yt} + (1 - S_{xt}) \cdot (1 - S_{yt})] \quad (1)$$

$$\text{où, } S_{xt} = 1 \cdot I_{[\Delta z_t > 0]} \quad (2)$$

De sorte que si $IC_{xy} = 1$, les séries x et y sont parfaitement en phase. Autrement dit, leurs phases d'expansion et de contraction sont parfaitement juxtaposées. Lorsque $IC_{xy} = 0$, les séries x et y sont toujours dans des phases opposées, et il y a parfaite anti-concordance.

2.2. Approche économétrique

2.2.1. Présentation du modèle théorique

L'originalité de la théorie budgétaire du niveau des prix ne tient pas seulement à l'utilisation de la dette extérieure dans une perspective macroéconomique – auquel cas elle ne serait pas originale en soi – mais surtout à l'étude précise des interactions stratégiques entre politiques budgétaire et monétaire et à leur incidence sur l'équilibre macroéconomique, à court et à long terme (Leeper, 1991). La théorie budgétaire du niveau des prix (Woodford, 1995) repose fondamentalement sur la transformation de la contrainte budgétaire intertemporelle de l'État en une condition d'équilibre de l'économie; elle repose donc sur la distinction entre l'équilibre défini ex ante et l'équilibre défini ex post.

Dans le second cas, la contrainte budgétaire est purement et simplement une identité comptable. L'originalité du raisonnement ex ante consiste à différencier deux types d'équilibre budgétaire du gouvernement: l'un dans lequel le gouvernement assure lui-même son équilibre intertemporel, en adaptant ses dépenses et recettes futures afin de stabiliser la dette ; dans ce cas, la contrainte budgétaire intertemporelle de l'État n'impose aucune contrainte supplémentaire aux ménages. Dans le deuxième type d'équilibre en revanche, l'État n'assure pas son équilibre

intertemporel. Son comportement impose alors une contrainte supplémentaire aux ménages et devient ainsi une condition d'équilibre du modèle : cette nouvelle contrainte vient modifier le comportement des agents privés qui doivent assurer eux-mêmes l'équilibre intertemporel de l'État.

Ce second cas de figure constitue l'élément central de la théorie budgétaire : le niveau général des prix doit effectuer un « saut » pour que la dette publique réelle initiale égale la séquence future des déficits primaires actualisés. En conclusion, si la contrainte budgétaire de l'État est bel et bien satisfaite *ex post*, *ex ante*, elle ne l'est pas automatiquement par l'État lui-même quels que soient les niveaux des prix et des taux d'intérêt. Dans une variante de ce cadre général – le modèle de Leeper (1991) – le niveau des prix n'est pas déterminé par les marchés mais par la banque centrale, qui interagit avec la politique budgétaire. La théorie budgétaire prévoit ainsi l'existence de deux combinaisons stables possibles des politiques budgétaire et monétaire : politique budgétaire stabilisant la dette publique et politique monétaire luttant contre l'inflation, ou politique budgétaire réagissant peu à la dette extérieure et politique monétaire luttant peu contre l'inflation, de façon à laisser les prix libres assurer l'équilibre intertemporel.

La théorie budgétaire du niveau des prix est, avant tout, une théorie de l'équilibre général à prix parfaitement flexibles : le niveau général des prix peut effectuer des « sauts » instantanés afin d'assurer l'équilibre inter temporel des différents agents économiques. Il existe cependant, dans la littérature, plusieurs traitements de cette théorie dans un cadre à prix visqueux (Woodford, 1996), qui permettent de focaliser l'attention sur l'inflation. Sous cette hypothèse, Leith & Wren-Lewis (2000) ont développé une modélisation macroéconomique de la théorie budgétaire du niveau des prix en introduisant des politiques économiques dans le modèle de jeunesse perpétuelle de Blanchard (1985), basé sur un mécanisme de Yaari (1965). À leur suite, ainsi qu'à celle de Creel et Sterdyniak (2002) qui ont plus particulièrement étudié les conséquences de l'introduction d'anticipations adaptatives sur la pertinence de la théorie budgétaire, nous utilisons un modèle macroéconomique cohérent avec la théorie budgétaire que nous appliquerons ensuite au cas de la Zone franc. L'équation de demande est usuelle, à ceci près qu'elle inclut un effet de richesse positif lié à la détention par les ménages de titres de la dette publique (toutes les variables sont exprimées en termes réels).

$$y_t = cy_{t-1} - \delta r + \varphi b + t - s \quad (3)$$

où y est le pib, r le taux d'intérêt, b la dette publique, t les recettes fiscales et s le déficit primaire (les dépenses publiques g sont telles que : $g = t - s$).

L'indice « -1 » indique une variable retardée d'une période. Les paramètres c , δ et φ et sont positifs. E est l'opérateur d'anticipations. L'offre agrégée relie l'inflation à l'écart entre le Pib et le pib potentiel, y^* , soit une courbe d'offre dite « à la Lucas » :

$$\pi = E_{+1} \pi + v(y - y^*) \quad (4)$$

L'équation d'accumulation de la dette publique est :

$$b = b_{-1} (1 + r) - s \quad (5)$$

Les deux équations suivantes précisent les règles poursuivies respectivement par le gouvernement et la banque centrale :

$$s = s^* + h(b - b^*) \quad (6)$$

$$r = r^* + \mu(\pi - \pi^*) + \theta(y - y^*) \quad (7)$$

L'équation établit que le gouvernement réagit aux déviations de la dette publique par rapport à son niveau d'équilibre stationnaire en modifiant les impôts, tandis que l'équation (7) est une « règle de Taylor » usuelle pour des valeurs de paramètres n et i positives. Le modèle peut être résolu de façon standard (pour la solution d'un modèle similaire, Creel et Sterdyniak (2002)). Nous pouvons le réécrire en termes de déviation de la dette et de l'inflation par rapport à l'état stationnaire :

$$\begin{bmatrix} db' \\ d\pi' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1+r^* - h \frac{\theta b^* (\varphi - h)}{1+\delta\theta} \frac{b^* \mu}{1+\delta\theta} \\ \frac{v(\varphi - h)}{1+\delta\theta} - \frac{\delta\mu v}{1+\delta\theta} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b' \\ \pi' \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} b' \\ \pi' \end{bmatrix} \quad (8)$$

où l'apostrophe indique une déviation par rapport à l'équilibre et dx est la dérivée de la variable x par rapport au temps. En anticipations rationnelles, le système est stable si : $\det A < 0$. On peut montrer qu'en anticipations rationnelles (c'est-à-dire, si $\delta < 0$, de façon à obtenir une courbe de Phillips augmentée des anticipations), la résolution du modèle diffère selon les valeurs respectives des paramètres h et μ ; en effet, le système est stable si :

$$\mu > 0 \text{ et } h > \frac{\delta(1+r^*) + b^* \varphi}{\delta + b^*} \quad (9)$$

ou

$$\mu < 0 \text{ et } h < \frac{\delta(1+r^*) + b^* \varphi}{\delta + b^*} \quad (10)$$

Si les deux paramètres sont faibles, la solvabilité de l'État est assurée par la variation des prix : une politique budgétaire perpétuellement expansionniste accroîtra la demande via l'effet de richesse lié à la dette, ce qui provoquera une hausse de l'inflation qui viendra déflateur la valeur de la dette publique en dehors de ces deux configurations, l'économie entre dans une dynamique instable. Supposons,

par exemple, que le gouvernement assure sa solvabilité mais que la banque centrale dispose d'une aversion faible vis-à-vis de l'inflation (c'est-à-dire $\mu < 0$)

Dans ce cas de figure, l'économie subirait une boucle inflationniste infinie : la hausse de l'inflation réduirait la valeur réelle de la dette, ce qui induirait une politique budgétaire expansionniste aux effets inflationnistes, via la demande. Dans le cas symétrique, l'économie subirait une dérive perpétuelle de la dette publique : sa hausse, par ses effets inflationnistes via l'effet de richesse, engendrerait une hausse du taux d'intérêt réel qui, à son tour, augmenterait la dette publique.

2.2.2. La spécification du modèle

Le modèle empirique est constitué de la matrice (5 · 5) mettant en relation simultanément les variables des politiques budgétaires et monétaires des pays de la Cemac d'une part et celles de l'UEMOA d'autres parts. Y_t est notre vecteur de la variable endogène, le choix de ces variables est justifié par le fait que la problématique en soi émane simplement d'un problème de coordination entre la politique budgétaire et la politique monétaire. Notons que la politique budgétaire vise principalement l'amélioration de l'activité économique, de ce fait nous prenons comme proxy lié à l'activité économique, le taux de croissance du PIB. Cependant, pour stimuler l'activité économique, ces politiques monétaires et budgétaires prennent leurs sources à la théorie keynésienne qui voudrait qu'on augmente les déficits budgétaires pour qu'il y ait des effets positifs sur l'activité économique. Nous utilisons comme autres variables le solde budgétaire primaire qui représente l'un des principaux instruments qu'utilisent les autorités budgétaires pour agir sur le niveau des dépenses publiques.

Cependant, la dette extérieure constitue l'un des principaux obstacles à la croissance économique et à l'éradication de la pauvreté et du solde budgétaire primaire. Concernant la politique monétaire de la BCEAO et la BEAC, l'objectif principal est la stabilité monétaire dont l'objectif interne est la stabilité des prix par le contrôle de l'inflation dont la norme voudrait que le taux soit inférieur à 3%. De ce fait nous utiliserons le taux d'inflation comme variable d'intérêt et l'utilisation des taux d'intérêt courts réels permet de rendre compte directement de l'action de la banque centrale dans la mesure où ils en constituent le principal outil. Avec U_t le vecteur des résidus structurels de type iid $N(0, \pi)$ avec M , une matrice ($n \cdot n$) diagonale. Cette hypothèse implique que les résidus du modèle sont indépendants les uns des autres et qu'on peut les considérer comme des chocs structurels orthogonaux deux à deux. La forme réduite du modèle ci-dessus est donnée par :

$$Y_{i,t} = [s_{i,t}, r_{i,t}, \pi_{i,t}, b_{i,t}].$$

A comme vecteur

$$A(L)Y_t = \mu X_{i,t} + \dot{u}_{i,t} \quad (7)$$

où X_t est le vecteur des variables exogènes comprenant le taux d'intérêt réel de court terme, les prix, le solde budgétaire primaire et la dette extérieure.

\hat{u}_p est le vecteur des résidus canoniques de l'estimation. Les données sont annuelles; elles vont de 1980 à 2017. Le taux d'intérêt réel de court terme, les prix, le solde budgétaire primaire et la dette extérieure proviennent de la base Banque Mondiale de la BCEAO et BEAC. L'utilisation de données de dette extérieure, plutôt que de celles relatives au passif consolidé de l'État et de la Banque centrale conformément à la présentation de la théorie budgétaire en équilibre général, fait suite aux arguments avancés par Creel et Le Bihan (2006).

3. Application sur les données de la Zone franc

3.1. Analyse de co-mouvement entre le taux de refinancement de la (BEAC BCEAO) et déficit primaire

En ce qui concerne l'analyse de co-mouvement entre les variables du taux de refinancement de la BEAC et de la BCEAO et le déficit primaire des pays membres de ces deux Unions monétaires, le tableau n°1 illustre les corrélations dynamiques de ces variables obtenues par l'approche de concordance de Harding et Pagan (2002).

Tableau 1. Corrélations dynamiques entre le taux de refinancement de la BEAC et déficit primaire

	K = -3	K = -2	K = -1	K = 0	K = 1	K = 2	K = 3
CAMEROUN	-0,528	-0,528	-0,511	-0,513	-0,565	-0,619	-0,67
GABON	0,068	0,068	0,445	0,7	0,632	0,554	0,472
CONGO	0,185	0,185	0,331	0,392	0,246	0,062	-0,156
TCHAD	-0,098	-0,098	-0,116	-0,136	-0,171	-0,216	-0,27
RCA	-0,869	-0,869	-0,842	-0,905	-0,907	-0,898	-0,878
CEMAC	-0,217	-0,217	-0,103	-0,063	-0,188	-0,313	-0,428
BENIN	0,425	0,425	0,581	0,625	0,563	0,537	0,536
BURK	0,593	0,593	0,706	0,719	0,663	0,652	0,676
CIV	0,198	0,198	0,395	0,465	0,402	0,334	0,261
SEN	0,448	0,448	0,416	0,348	0,267	0,255	0,279
MALI	0,471	0,471	0,605	0,602	0,539	0,548	0,61
TOGO	0,378	0,378	0,365	0,275	0,128	0,044	0,013
UEMOA	0,4357	0,4357	0,5446	0,5426	0,4572	0,429	0,4415

Source : Auteur à partir des données de la Banque Mondiale et du logiciel EViews 9.

L'examen de ces corrélations montre qu'à l'échelle de ces deux Unions, la composante cyclique du taux de refinancement de la BEAC et BCEAO et le déficit

primaire des pays membres de ces deux Unions monétaires est positivement liée à celle du déficit primaire dans la Zone UEMOA et négative dans la CEMAC. Il apparaît donc un comportement pro cyclique entre le taux de refinancement de la BCEAO et le déficit primaire dans la Zone UEMOA. Cette pro cyclicité du taux de refinancement de la BCEAO et déficit primaire dans la Zone UEMOA est contemporaine ($k = 0$) et moins significative à l'exception du Burkina Faso et du Mali. Ce résultat obtenu pour l'Union prise dans leur ensemble montre que sur la période 1980–2017, les politiques monétaires adoptées dans ces deux Unions monétaires n'accompagnent pas l'activité économique à cause de leur caractère restrictive. Les politiques monétaires auraient un comportement pro cyclique et contemporain vis-à-vis des politiques budgétaires. Ce co-mouvement du le taux de refinancement de la BEAC et déficit primaire laisse supposer que les politiques monétaires de ces deux Unions ne sont pas restée neutre dans le financement de l'activité réelle.

3.2. Principaux résultats économétriques

Nous débuterons le processus d'estimation du modèle par l'analyse des propriétés statistiques des différentes séries en premier lieu, et en second lieu, nous estimons un VAR structurel qui permet d'analyser la propagation des chocs budgétaires et monétaires.

3.2.1. Analyse des propriétés statistiques des variables

Tests de stationnarités

Les résultats des tests de stationnarités (voir annexe) montrent que les probabilités de rejeter à tort l'hypothèse nulle de racine unitaire sur les variables en niveau sont supérieures à 5%, pour les variables : $\ln pib$, $\ln defp$, $\ln intiao$, $\ln ipc$ et $\ln detex$ pour les tests IPS et LLC. Ces probabilités sont quasiment nulles lorsque les mêmes tests sont implémentés sur leurs différences premières. Cela nous amène à conclure que ces cinq séries sont affectées d'une racine unitaire ou, en d'autres termes, elles sont intégrées d'ordre 1, $I(1)$. L'étude de la stationnarité des variables permet d'avoir une idée sur les caractéristiques des séries étudiées. En se basant sur les résultats du tableau 2, nous pouvons constater que toutes les variables sont stationnaires en niveau puisque les valeurs calculées des statistiques du test de Levin, Lin et Chu (2002) sont inférieures à la valeur critique.

Détermination du nombre de retards du modèle

Pour déterminer le nombre maximum de retards de notre modèle, nous allons nous baser sur les critères d'information d'Akaike (AIC) et Schwarz (SC) pour les décalages « P » allant de 1 à 2. Dans le cadre de notre modèle, nous choisissons le

critère d'Akaike et SC qui tiennent compte de la théorie keynésienne, c'est-à-dire le retard optimal $P = 2$. Dans le cadre de la construction des équations du modèle PSVAR de notre étude, nous avons choisi la structure des retards à l'aide du critère Bayésien d'Akaike (AIC) & Schwarz, en fixant le nombre maximum de retards à 2, conformément à M. H. Pesaran et B. Pesaran (1997) et M. H. Pesaran et Shin (1999) pour les données annuelles.

Analyse de la pertinence d'une étude en panel

Les résultats tirés des statistiques de Fisher affirme que notre modèle est spécifié par un panel avec des effets fixes dans les deux unions monétaires, puisque les statistiques d'Hausman sont supérieures à la valeur critique de Khi-deux ; de plus, la p -value est inférieure 0,05. D'où l'estimation avec Within (estimateur non biaisé) est la plus appropriée.

3.3. Estimation du PVAR structurel et analyse de la propagation des chocs budgétaires et monétaires

Après s'être assuré de la normalité des chocs structurels et de leur non-corrélation⁵. Notre matrice s'écrit de la manière suivante :

$$M_{1,i} \begin{pmatrix} 1 & \alpha_{yb} & 0 & \alpha_{y\pi} & \alpha_{yb} \\ \alpha_{sy} & 1 & 0 & 0 & \alpha_{sb} \\ \alpha_{iy} & 0 & 1 & 0 & 0 \\ \alpha_{iy} & 0 & \alpha_{i\pi} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & \alpha_{b\pi} & 0 & 1 \end{pmatrix} \quad M_{2,i} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & \alpha_{bs} & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

Les élasticités de la dette extérieure vis-à-vis respectivement du taux d'intérêt et du taux d'inflation résultent d'estimations par MCO après que chaque variable a été exprimée en différence première. Pour le calcul des élasticités du déficit primaire, et afin d'éviter que les élasticités atteignent des valeurs infinies lorsque le déficit primaire est proche de zéro, nous avons séparé dépenses primaires et recettes, puis procédé aux calculs des élasticités de chaque élément par rapport au pib, respectivement, et enfin rassemblé en les pondérant l'élasticité des recettes et l'opposé de l'élasticité des dépenses par rapport à chaque variable, afin d'obtenir l'élasticité correspondante à la politique budgétaire (α_{sy} et α_{sb}) et celle de la politique monétaire (α_{iy} , $\alpha_{i\pi}$). La fixation des valeurs : $\alpha_{yi} = \alpha_{si} = \alpha_{s\pi} = 0 = \alpha_{is} = \alpha_{i\pi} = \alpha_{ib} = \alpha_{\pi s} = \alpha_{bs} =$

⁵ Les intervalles de confiance dans l'analyse des fonctions de réponse sont déterminés par la méthode de Monte Carlo puisque les résidus sont normaux et en plus, non-autocorrélés. Aussi, dans cette partie, nous ne commentons que les fonctions de réponse cumulées (ou les effets totaux).

$\alpha_{b\pi} = 0$ est facilitée par l'utilisation de données annuelles. En effet, il est tout à fait improbable que les décisions de politique économique répondent à un choc sur le taux d'inflation ou d'intérêt dans la même année ; de même, la dette ne réagit pas automatiquement et instantanément au déficit primaire ou au PIB.

L'identification du coefficient α repose sur la théorie budgétaire du niveau des prix. Ce schéma d'identification est le seul permettant d'envisager un canal de transmission de la dette publique vers l'inflation, même si la demande de monnaie est instable, ce qui est désormais un fait généralement admis. Les schémas d'identification alternatifs, sur la base des modèles de Sargent et Wallace (1981) ou Aiyagari et Gertler (1985) requièrent, pour leur part que la demande de monnaie soit stable. Ils intègrent donc une contrainte supplémentaire, dont le réalisme est mis en doute.

3.3.1. Les valeurs des multiplicateurs de *policy-mix* en Zone franc

Suivant la classification de Batini et collaborateurs (2014a), le poids des multiplicateurs budgétaires dépend tant de facteurs conjoncturels que structurels. Il s'agit donc d'un paramètre dont la valeur évolue en fonction de l'activité économique. C'est ainsi que les différents chocs peuvent être interprétés comme suit : les chocs sur le PIB représentent des chocs sur le déficit (politique budgétaire), sur le taux d'intérêt des politiques monétaires, sur l'inflation et la dette extérieure. Après l'identification de la forme structurelle qui consiste à introduire des restrictions sur les matrices A et B de court terme, en intégrant des soubassements théoriques à l'instar des travaux de Sims et Zha (1998) et Berkelmans (2005), la matrice obtenue s'écrit :

UEMOA

$$\begin{pmatrix} \ln pib \\ \Delta defp \\ \Delta tiaoc \\ \ln ipc \\ \ln detex \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & -0,0988 & 0 & -18,4237^{***} & 0,7094^{***} \\ 1,5665^{***} & 1 & 0 & 0 & -0,0851^{***} \\ -5,369^{***} & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 7,1503^{***} & 0 & 0,6118^{***} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0,0172 & 0 & 1 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \varepsilon_{pib} \\ \varepsilon_{def} \\ \varepsilon_{tiaoc} \\ \varepsilon_{ipc} \\ \varepsilon_{detex} \end{pmatrix}$$

CEMAC

$$\begin{pmatrix} \ln pib \\ \Delta defp \\ \Delta tiaoc \\ \ln ipc \\ \ln detex \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & -0,1758 & 0 & -0,0150^{***} & -0,0150 \\ -14,564^{***} & 1 & 0 & 0 & 2,0020^{***} \\ 0,34548^{***} & 0 & 1 & 0 & 0 \\ -0,1758^{***} & 0 & 0,000218 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0,012962 & 0 & 1 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \varepsilon_{pib} \\ \varepsilon_{def} \\ \varepsilon_{tiaoc} \\ \varepsilon_{ipc} \\ \varepsilon_{detex} \end{pmatrix}$$

** et *** renvoient respectivement à des seuils de significativité de 5% et 10%.

Source : Auteur à partir des données de la Banque Mondiale et du logiciel EViews 9.

Les différents multiplicateurs peuvent être interprétés comme suit : le multiplicateur des politiques budgétaires des États membres de l'UEMOA (1,56) est plus élevé que celui des États membres de Cemac (-14,5). Cependant les multiplicateurs de la politique monétaire des États membres de l'UEMOA est plus faible (-5,36) que celui des États membres de Cemac (0,34).

Par contre ceux de la dette extérieure des États membres de l'UEMOA et de Cemac sont nuls. L'estimation des multiplicateurs ci-dessus montre que les pays de la Cemac ont passé plus de temps en expansion et ont connu des récessions moins fortes que les pays de l'UEMOA. Par conséquent, on pourrait attendre des valeurs assez différentes des multiplicateurs budgétaires et monétaires. De plus, les pays de la Cemac ont connu d'importantes hausses de leurs ratios de dette extérieure au PIB, suite à des chocs externes nécessitant une analyse spécifique des multiplicateurs budgétaires et monétaires.

Le multiplicateur nul de la dette extérieure par rapport au taux d'intérêt est cohérente avec la structure de la dette publique dans les deux Unions monétaires, elle est émise à taux fixe. Quant à l'élasticité instantanée du surplus vis-à-vis de la dette, elle est quasi-nulle : la dette publique n'a donc aucun effet instantané sur le surplus primaire, qu'il soit automatique ou discrétionnaire.

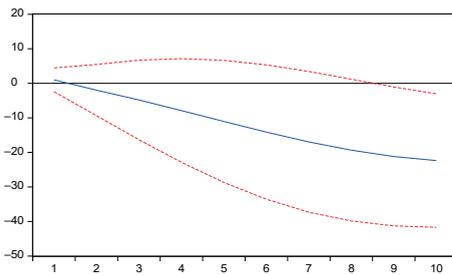
En revanche, dans le cas d'un choc de demande négatif, l'activité et les prix diminuent dans l'ensemble des pays de ces deux Unions. Pour stabiliser le choc, la BCEAO et la BEAC, ainsi que les gouvernements doivent répondre par une politique expansive. Il n'y a pas de conflit d'orientation, mais les bénéfices de la coordination dépendent du partage entre les variations du déficit et du taux d'intérêt pour permettre de stabiliser l'activité et l'inflation. Si les gouvernements accordent une importance relativement plus forte à la stabilité budgétaire et qu'ils réagissent modérément face aux chocs, les deux Banques centrales de la Zone franc doivent assumer la plus grande part de la stabilisation. La coordination par la règle devient contre-productive. La règle de politique monétaire adoptée par la BCEAO et la BEAC conduit ces dernières à réduire les taux d'intérêt, ce qui va également relancer l'activité. Les gouvernements n'ont alors aucune incitation à accroître leur déficit.

3.4. Analyse des chocs simultanés des politiques conjoncturelles sur le taux la de croissance du PIB

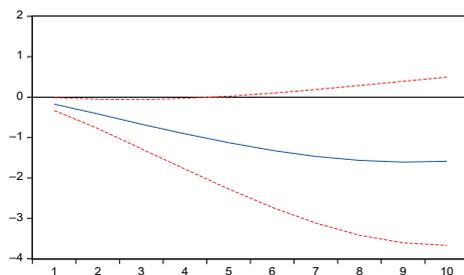
Cette section analyse les fonctions de réponses impulsionnelles sous la forme d'un tracé permettant de visualiser les effets instantanés et dynamiques associés aux chocs d'innovations sur les variables du vecteur Pib. On se propose, dans cette partie, d'analyser le mode de diffusion des chocs de politique budgétaire et monétaire dans les deux Unions en évaluant leurs effets dynamiques sur la production. Les fonctions de réponses impulsionnelles permettent de retracer la dynamique d'une variable,

suite à une impulsion (choc) dans une autre variable du système, la dynamique de ce dernier permettant de simuler cette réponse. Ces résultats méritent d'être ici particulièrement mis en exergue : les réponses de l'activité, en termes de délais et d'amplitude, à des chocs monétaires et budgétaires (hausse d'un écart-type du taux d'intérêt réel et du solde budgétaire). A l'aide du logiciel EViews.9, nous allons générer les graphiques des fonctions de réponse impulsionnelle.

3.4.1. Impact des chocs de la variation du déficit sur l'activité économique



Graphique 1a. Réaction de déficit budgétaire suite à un choc du taux de croissance du PIB (Uemoa)



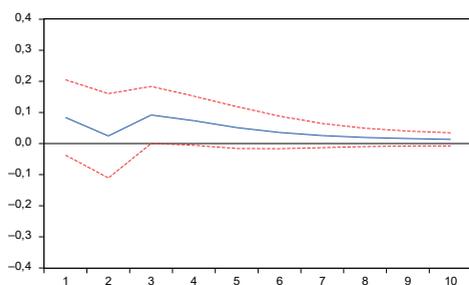
Graphique 1b. Réaction de déficit budgétaire suite à un choc du taux de croissance du PIB (Cemac)

Source : Auteur à partir des données de la Banque Mondiale et du logiciel EViews 9.

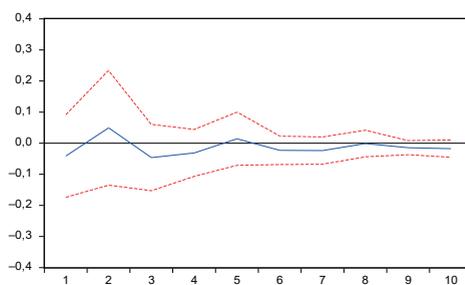
Les graphiques 1a et 1b décrivent la dynamique de la croissance du PIB face à un choc de politique budgétaire qui correspond ici à un resserrement de la politique budgétaire dans l'UEMOA et la Cemac. Les effets dynamiques de la politique budgétaire sont négatifs. Ceci s'explique en partie par la moindre persistance du niveau des taux de croissance du PIB enregistrés dans ces deux Zones monétaires. Leurs économies n'ont pas seulement bénéficié d'un calendrier d'ajustement budgétaire moins favorables, mais aussi d'une absence de soutien monétaire. Cependant, des divergences apparues sur la contribution de la politique budgétaire nationale à la croissance du PIB entre ces deux Unions monétaires tiennent à des politiques budgétaires restrictives et aux mesures budgétaires du pacte de stabilité et de croissance. Toutefois, la position cyclique aura aussi une influence sur la pérennité des effets négatifs des chocs budgétaires à travers la dynamique des multiplicateurs. Ainsi, l'impact dynamique de la politique budgétaire nationale sur la croissance ne sera pas indépendant des autres chocs affectant la dynamique des différentes économies (monétaires, de taux de change, de prix de matières premières). Les politiques budgétaires des pays de la Zone sont inefficaces. Ces résultats sont soutenus par les néo-libéraux. Pour Smith, l'augmentation des déficits budgétaires entraîne une baisse de la demande privée. Ainsi, l'activité du secteur public supprime celle du secteur privé : effet d'éviction. Un excédent est considéré comme un prélèvement injustifié de ressources des contribuables qui risque d'être gaspillées, tandis que

le déficit est considéré comme dangereux, comme une menace pour la croissance économique.

3.4.2. Impact des chocs de la variation du taux de refinancement sur l'activité économique



Graphique 2a. Réaction de la variation du taux de refinancement de la BEAC suite à un choc du taux de croissance du PIB (UEMOA)

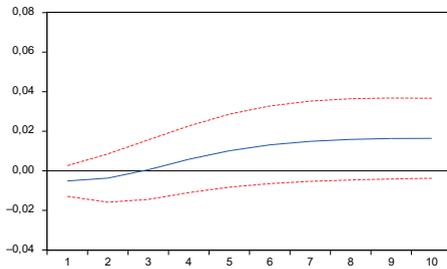


Graphique 2b. Réaction de la variation du taux de refinancement de la BEAC suite à un choc du taux de croissance du PIB (Cemac)

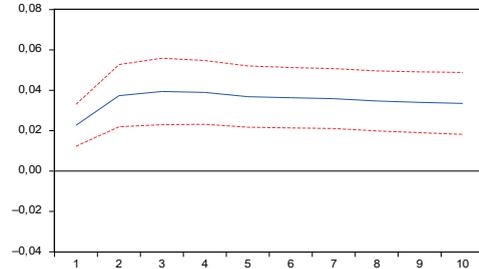
Source : Auteur à partir des données de la Banque Mondiale et du logiciel EViews 9.

Les graphiques 2a et 2b traduisent la dynamique du taux de croissance de l'économie suite à un choc de politique monétaire. En dépit des contraintes qui caractérisent l'environnement de mise en œuvre de la politique monétaire et budgétaire en Zone franc, les simulations réalisées à l'aide des modèles VAR structurel en données de panel, montrent que les chocs de politique monétaire influencent l'évolution du taux de croissance économique dans ces deux Unions monétaires. En effet, la hausse du taux d'intérêt dans la Cemac impacte négativement la croissance entre la deuxième et la septième période. Ainsi, la croissance du PIB réel enregistre une baisse d'environ 0,15% durant les 6 premières périodes. Cette baisse s'affaiblit graduellement à partir de la cinquième année avant de changer de signe à partir de la sixième et neuvième période. Par contre, la baisse du taux directeur dans l'UEMOA a soutenu l'activité économique entre la première période et la deuxième période. Cependant, entre la deuxième et la dixième période, ce taux reste négatif. En effet, une hausse du taux d'intérêt nominal a un effet récessif à court terme sur la croissance. L'effet récessif atteint son niveau maximal à la troisième période. Ceci est rendu possible grâce à l'existence de canaux de transmission. L'effet récessif est permanent dans la Zone Cemac. Notre analyse confirme que la politique monétaire a un effet significatif sur le PIB dans la Cemac et dans l'UEMOA. Il ressort alors que l'ensemble des mesures prises par les banques centrales ont contribué à amortir le choc récessif et ont soutenu l'activité. La politique conjoncturelle est contracyclique dans la mesure où les autorités publiques prennent des mesures d'augmentation des taux d'intérêt pour diminuer les tensions inflationnistes.

3.4.3. Impact des chocs du taux d'inflation sur l'activité économique



Graphique 3a. Réaction du taux d'inflation à un choc du taux de croissance du PIB (UEMOA)



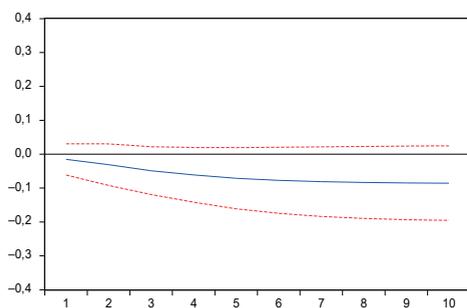
Graphique 3b. Réaction du taux d'inflation à un choc du taux de croissance du PIB (Cemac)

Source : Auteur à partir des données de la Banque Mondiale et du logiciel EViews 9.

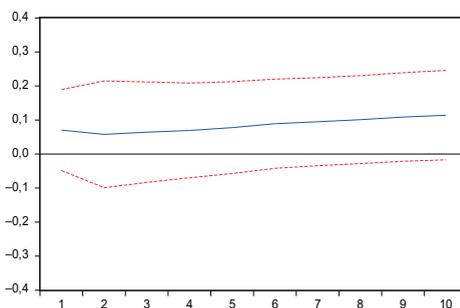
Les graphiques 3a et 3b décrivent la dynamique de la croissance du PIB face à un choc de du taux d'inflation. Un choc positif sur un intervalle de 10 périodes sur l'inflation se traduit par des effets négatifs et positifs dans la Zone UEMOA. Cependant ce choc reste positif sur la période dans la Zone Cemac. Les effets négatifs concernent juste les deuxièmes premières périodes et ceux positifs couvrent toutes les autres périodes. Ce choc d'innovation correspond à une baisse considérable du niveau général des prix et se transmet instantanément sur l'activité économique. Ces résultats suggèrent en effet que ce phénomène trouve son origine dans la combinaison d'une politique monétaire et d'une politique budgétaire actives. En relevant leurs taux, les banques centrales s'efforcent de comprimer la forte inflation. Or, comme les agents économiques s'attendaient à ce que l'alourdissement des charges d'intérêts n'induisse pas de consolidation fiscale (autrement dit, que l'autorité budgétaire ne s'oriente pas passivement vers une stabilisation de la dette publique réelle), les détenteurs d'obligations avaient le sentiment d'être plus riches, entraînant dès lors une hausse de l'inflation. Dans cet épisode, une politique monétaire plus restrictive entraîne un alourdissement de la dette nominale et fait exploser l'inflation.

3.4.4. Impact des chocs de la dette extérieure sur l'activité économique

Les graphiques 4a et 4b décrivent la dynamique de la croissance du PIB face à un choc de la dette extérieure. L'effet du service de la dette extérieure sur le taux de croissance est positif dans la Cemac. Une baisse de la dette extérieure conduit en premier lieu à une réponse moins forte et rapide sur le taux de croissance du PIB dans la Cemac. En effet, la valeur cumulée des réponses de cette variable à un choc unitaire exogène est de 0,032 au bout de quatre ans. L'effet est indubitablement expansionniste et l'hypothèse d'une éviction totale peut donc être rejetée sans ambiguïté, pendant les cinq premières années. Cependant, on assiste à un effet



Graphique 4a. Réaction de la extérieure suite à un choc du taux de croissance de l'économique du PIB (UEMOA)



Graphique 4b. Réaction de la extérieure suite à un choc du taux de croissance de l'économique du PIB (Cemac)

Source : Auteur à partir des données de la Banque Mondiale et du logiciel EViews 9.

négalif dans l'UEMOA, dans la mesure où la hausse de l'endettement implique de plus fortes charges d'intérêt qui ont pour conséquence de comprimer les dépenses productives, notamment l'investissement public en infrastructures, et qui sont éventuellement compensées par une plus forte imposition. Selon la nature des mesures fiscales adoptées, celles-ci ont potentiellement affecté la consommation, l'investissement privé ou encore l'offre de travail. L'accroissement du risque souverain entraîne une hausse dans les primes de risque. L'élévation des spreads alourdit les coûts de financement et menace la solvabilité des finances publiques. Les ménages et les entreprises peuvent aussi être simultanément confrontés à des hausses de taux d'intérêt qui fait exploser l'inflation.

Après l'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles, la suite de cette section analyse la décomposition de la variance de l'erreur de prévision. L'objectif est de calculer la contribution de chacune des innovations à la variance de l'erreur. De façon heuristique, on écrit la variance de l'erreur de prévision à un horizon h (ici h va de 1 à 10) en fonction de la variance de l'erreur attribuée à chacune des 5 variables. On effectue ensuite le rapport entre chacune de ces variances et la variance totale pour faire apparaître son poids relatif en pourcentage.

3.4.5. Décomposition de la variance

La décomposition de la variance de l'erreur de prévision vise à calculer pour chacune des innovations. On écrit la variance de l'erreur à un horizon h en fonction de la variance de l'erreur attribuée à chacune des variables, il suffit ensuite de rapporter chacune de ces variances à la variance totale pour obtenir son poids relatif en pourcentage. La variance de l'erreur de prévision de l'encours de la dette extérieure est due à 1,51% dans l'UEMOA, contre 0,49% dans la Cemac, à ses propres innovations ; 1,64% dans l'UEMOA contre 0,21% dans la Cemac aux innovations du taux d'inflation ; 0,19% l'UEMOA contre 0,131% dans la Cemac aux innovations

du taux d'intérêt ; 4,01% l'UEMOA contre 0,137% dans la Cemac aux innovations du solde budgétaire primaire, -0,4% dans l'UEMOA contre 13,53% dans la Cemac aux innovations.

Conclusion

Cet article s'est proposé d'évaluer les effets simultanés des chocs monétaires et budgétaires sur la croissance économique à l'aide d'une modélisation de VAR structurel en données de panel. L'utilisation de la modélisation de VAR structurel en données de panel a permis d'obtenir quatre résultats importants : les composantes cycliques des taux de refinancement de la BEAC et de la BCEAO sont positivement liées à celles des déficits primaires dans la Zone franc, des indicateurs de *policy-mix* confirment le caractère plus ou moins restrictif ou expansif, les effets et les délais de transmission des impulsions budgétaires et monétaires sur le PIB apparaissent différenciés dans les deux unions monétaires à court terme, - les politiques budgétaires agissent négativement sur la croissance du PIB. Cependant les politiques monétaires produisent des chocs positifs sur l'évolution de la croissance économique dans ces deux Unions monétaires. Notons que la politique monétaire de la Zone franc a joué un rôle important, aussi bien en termes de stabilisation de l'inflation qu'en termes de stabilisation de l'activité réelle, ayant un comportement contra cyclique soutenu. Au niveau agrégé la politique budgétaire semble avoir aussi contribué à la stabilisation de l'activité réelle par des mesures pro cyclistes. L'étude de la transmission des chocs dans ces deux Zones confirme l'existence d'une certaine complémentarité entre politique monétaire commune à chaque Union monétaire et politiques budgétaires. Elle met, toutefois, en exergue l'hétérogénéité de la transmission des chocs au niveau national, preuve de la présence d'asymétries structurelles persistantes dans chacune des Unions monétaires. Il est donc nécessaire que les autorités monétaires allègent les règles de politique monétaire en réduisant les taux d'intérêt, ce qui va également relancer l'activité. Et les gouvernements n'ont alors aucune incitation à accroître leur déficit.

Annexe

Tableau A1. Résultats des tests de racine unitaire en panel

		Spécification homogène de la racine autorégressive sous H1											
		Statistique de Livin, Lin et Chu					Statistique de Im, Pesaran et Shin						
		A niveau		En différence 1ere		Déc		A niveau		En différence 1ere		Déc	
	Uroot	LLC	Prob	LLC	Prob	I (1)	I (1)	CIPS	Prob	CIPS	Prob	I (1)	I (1)
Defp	Intercept	61,7060	1,0000	2,2568	0,0261	I (1)	I (1)	-8,15116	0,0000	-15,1498	0,0000	I (0)	I (0)
	Trend	78,3827	1,0000	-2,28534	0,0111	I (1)	I (1)	-8,29602	0,0000	-16,4114	0,0000	I (1)	I (1)
Intiao	Intercept	11,3020	1,0000	-7,33571	0,0000	I (1)	I (1)	10,8482	1,0000	-11,4846	0,0000	I (1)	I (1)
	Trend	3,94911	1,0000	15,9867	0,0000	I (1)	I (1)	6,60481	1,0000	-9,02169	0,0000	I (1)	I (1)
Inipc	Intercept	-3,51974	0,0000	-3,51974	0,0000	I (1)	I (1)	-0,64260	0,2602	-8,94949	0,0000	I (0)	I (0)
	Trend	-1,78069	0,0375	-9,83865	0,0000	I (0)	I (0)	-2,09877	0,0179	-8,11795	0,0000	I (1)	I (1)
Inpib	Intercept	-1,1074	0,1340	5,68681	0,0000	I (1)	I (1)	-5,17888	0,0000	0,20569	0,0000	I (1)	I (1)
	Trend	16,6704	1,0000	-9,38824	0,0000	I (1)	I (1)	3,25233	0,9998	-0,15580	0,0000	I (1)	I (1)
Indetex	Intercept	5-1,7892	0,000	0,0368	0,0000	I (1)	I (1)	-3,42963	0,0000	-11,3475	0,0000	I (0)	I (0)
	Trend	-1,73214	0,0416	-9,20923	0,0000	I (0)	I (0)	-3,14275	0,0008	-10,4359	0,0000	I (1)	I (1)
UEMOA													
Defp	Intercept	0,48561	0,6864	0,0000	0,0000	I (1)	I (1)	-0,27000	0,3936	-12,4471	0,0000	I (1)	I (1)
	Trend	0,43339	0,6676	-13,2988	0,0000	I (0)	I (0)	1,16398	0,8778	-11,9879	0,0000	I (1)	I (1)
Intiao	Intercept	0,79935	0,7880	-7,31398	0,0000	I (1)	I (1)	2,14164	0,9839	0,0000	0,0000	I (1)	I (1)
	Trend	5,04946	1,0000	-6,17477	0,0000	I (1)	I (1)	-3,27520	0,0005	-11,9879	0,0000	I (1)	I (1)
Inipc	Intercept	-3,51974	0,0002	-9,83865	0,0000	I (1)	I (1)	-0,64260	0,2602	-2,09877	0,0000	I (1)	I (1)
	Trend	-1,78069	-9,38824	-9,38824	0,0000	I (0)	I (0)	-8,94949	0,0000	-8,11795	0,0000	I (0)	I (0)
Inpib	Intercept	-0,51843	0,3021	-10,4500	0,0000	I (1)	I (1)	3,01174	0,9987	-10,6035	0,0000	I (1)	I (1)
	Trend	-0,13745	0,4453	-9,14638	0,0000	I (1)	I (1)	-2,36750	0,1394	-9,48125	0,0000	I (1)	I (1)
InDetex	Intercept	-0,38890	0,3487	-0,35989	0,0000	I (1)	I (1)	-1,12138	0,1311	-13,1217	0,0000	I (1)	I (1)
	Trend	-14,1436	0,0000	-13,4601	0,0000	I (1)	I (1)	-0,5485	0,2916	-12,1578	0,0000	I (1)	I (1)

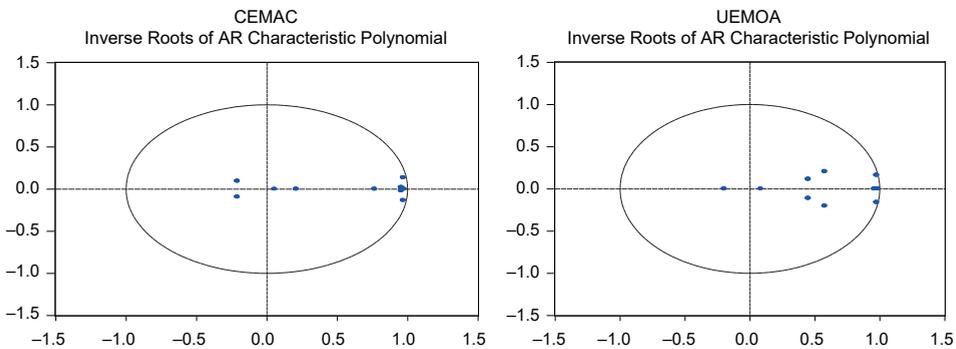
Notes : l'hypothèse de racine unitaire est rejetée à 5%, LLC_i et CIPS_i avec $i = 1, 2, 3$ correspond à la statistique du test de Pesaran (2007) pour des retards $i, (.)$ p -value.

Source : Auteur à partir des données de la Banque Mondiale et du logiciel EViews 9.

Tableau A2. Les critères d'information pour un nombre de retards optimal

CEMAC						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1018.656	NA	0.015709	10.03584	10.11717	10.06874
1	196.6671	2359.156	1.34e-07	-1.633991	-1.146032	-1.436603
2	517.8666	607.7599*	7.36e-09*	-4.537908*	-3.643317*	-4.176029*
UEMOA						
0	-1540.204	NA	54.02701	18.17887	18.27110	18.21629
1	-704.7567	1611.921	0.003907	8.644197	9.197573	8.868751
2	-465.9870	446.6399*	0.000316*	6.129259*	7.143782*	6.540941*

Source : Auteur à partir des données de la Banque Mondiale et du logiciel EViews 9.

**Graphique A1. Stabilité du modèle PSVAR**

Source : Auteur à partir des données de la Banque Mondiale et du logiciel EViews 9.

References

- Aiyagari, S., & Gertler, M. (1985). The backing of government bonds and monetarism. *Journal of Monetary Economics*, 16(1), 19-44.
- Anderson, L. C., & Jordan, J. L. (1968, October). Monetary and fiscal actions: A test of their relative importance in economic stabilization. *Federal Reserve Bank of St Louis Review*, 50, 11-23.
- Batini, N., Eyraud, L., Forni, L., & Weber, A. (2014a). *Fiscal multipliers: Size, determinants, and use in macroeconomic projections*. (IMF Technical Notes and Manuals No. 14/04). Washington, DC: International Monetary Fund.

- Batini, N., Eyraud, L., & Weber, A. (2014b). *A simple method to compute fiscal multipliers*. (IMF Working Paper No. 14/93). Washington, DC: International Monetary Fund.
- Bean, R., Paustian, M., Penalver, A., & Taylor, T. (2010). Monetary policy after the fall. In *Macroeconomic challenges: The decade ahead*. (2010 Economic Policy Symposium Proceedings). Federal Reserve Bank of Kansas: Kansas City.
- Beetsma, R., & Giuliodori, M. (2011). The effects of government purchases shocks: Review and estimates for the EU. *The Economic Journal*, 121, F4-F32.
- Berkelmans, L. (2005). *Credit and monetary policy: An Australian SVAR*. (Research Discussion Paper September 6). Economic Research Department Reserve Bank of Australia.
- Blanchard, O. J. (1985). Debt, deficits, and finite horizons. *Journal of Political Economy*, 93(2), 223-247.
- Blanchard, O., & Galí, J. (2007). Real wage rigidities and the New Keynesian Model. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 39(1), 36-65.
- Blanchard, O., & Perotti, R. (2002). An empirical characterization of dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *Quarterly Journal of Economics*, 117, 1329-1368.
- Blinder, A. (1982). Issues in the coordination of monetary and fiscal policy. In *Monetary policy issues in the 1980s. A Symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City*, Jackson Hole, 1-42.
- Carlson, K. M. (1978). L'équation de St Louis croit-elle maintenant en la politique budgétaire?. *Federal Reserve Bank of St Louis Review*, 60, 13-19.
- Chowdhury, R. A. (1988). Monetary policy, fiscal policy and aggregate economic activity: Some further evidence. *Applied Economics*, 20, 63-71.
- Combes, J.-L., & Mustea, L. (2014). Une analyse des multiplicateurs budgétaires: quelles leçons pour les pays en développement et émergents?. *Mondes en Développement*, 3(167), 17-33.
- Creel, J., & Le Bihan, H. (2006). Using structural balance data to test the fiscal theory of the price level: Some international evidence. *Journal of Macroeconomics*, 28, 338-360.
- Creel, J., & Sterdyniak, H. (2002). *The fiscal theory of the price level and sluggish inflation: How important shall the wealth effect be?*. (Working Paper No. 2002-01).
- Daly, H., & Smida, M. (2013). *Interaction entre politique monétaire et politique budgétaire : cas de la Grèce*. (MPRA Paper No. 45931).
- Debrun, X., & Wyplosz, C. (1999). Onze gouvernements et une Banque centrale. *Revue d'Économie Politique*, 3.
- Friedman, M., & Meiselman, D. (1963). The relative stability of monetary velocity and the investment multiplier in the United States, 1897-1958. In M. Friedman & D. Meiselman (Eds.), *The commission on money and credit, stabilization policies* (pp. 165-268). Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Goodhart, C., & Hofmann, B. (2007). *House prices and the macroeconomy. Implications for banking and price stability*. Oxford: Oxford University Press
- Harding, D., & Pagan, A. R. (2002). Dissecting the cycle: A methodological investigation. *Journal of Monetary Economics*, 49, 365-381.
- Jarocinski, M., & Smets, F. R. (2008). House prices and the stance of monetary policy. *Federal Reserve Bank of St Louis Review*, 90(4), 339-365.

- Kahn, L. (2010). Les conséquences à long terme sur le marché du travail de l'obtention d'un diplôme universitaire dans une mauvaise économie. *Économie du Travail*, 17(2), 303-316.
- Kamal, M. (2010). *Empirical investigation of fiscal policy shocks in the UK*. (MPRA Paper No. 23493).
- Keran, W. M. (1970). Monetary and fiscal influences on economic activity: The foreign experience. *Federal Reserve Bank of St Louis Review*, 51, 16-28.
- Keynes, J. M. (1942). *Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt de la monnaie*. Paris: Éditions Payot.
- Kone, S. (2000, décembre). L'impact des politiques monétaires et budgétaires sur la croissance économique dans les pays de l'UEMOA. *Revue d'Études et Recherches*, 509, 03.
- Kydland, E. F., & Prescott, E. C. (1977). Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, 85(3), 73-492.
- Leeper, E. (1991). Equilibria under "active and passive" monetary and fiscal policies. *Journal of Monetary Economics*, 27(1), 129-147.
- Leith, C. & Wren-Lewis, S. (2000). Interactions between monetary and fiscal policy rules. *Economic Journal*, 110, 462.
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C.S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
- Loyo, E. (1999). *Tight money paradox on the loose: A fiscalist hyperinflation*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Mehta, B. C., & Kiseru, A. O. (1993). The monetarist-fiscalist controversy: A-J model examined with India data. *The Indian Economic Journal*, 41(9), 90-106.
- Mundell, R. (1962). The appropriate use of monetary and fiscal policy for internal and external stability. *Staff Papers*, 9, 70-79.
- Mundell, R. (1968). *International economics*. New York: The Macmillan Company.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312.
- Pesaran, M. H., & Pesaran, B. (1997). *Working with Microfit 4.0: Interactive econometric analysis*. Oxford: Oxford University Press.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In S. Strom (Ed.), *Econometrics and economic theory in the 20th century: The Ragnar Frisch centennial symposium* (pp. 371-374). Cambridge: Cambridge University Press.
- Sargent, T. H. & Wallace, N. (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 5, 1-17.
- Sims, C. A., & Zha, T. (1998). Bayesian methods for dynamic multivariate models. *Revue Économique Internationale*, 39, 949-968.
- Tinbergen, J. (1952). *On the theory of economic policy*. Amsterdam: North Holland.
- Woodford, M. (1995, December). *Price-level determinacy without control of a monetary aggregate*. (Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy No. 43).
- Woodford, M. (1996, July). *Control of the public debt: A requirement for price stability?*. (NBER Working Paper No. 5684).
- Yaari, M. E. (1965, April). Uncertain lifetime, life insurance, and the theory of the consumer. *The Review of Economic Studies*, 32(2), 137-150.

Alain REDSLOB

Professeur émérite à l'Université Panthéon Assas (Paris 2)

Président de l'AIELF

L'Association Internationale des Economistes de Langue Française (AIELF) réunit des économistes sans parti pris, respectueux des convictions de celles et de ceux qui les portent. Fusion d'une diversité culturelle dans le creuset d'une communauté d'intérêt, elle rassemble universitaires, chercheurs et hommes de culture qui réfléchissent, coopèrent et diffusent une pensée économique vivée à la passion de la langue de Molière.

Vaste est sa mission. Parce qu'elle instaure, élargit et renforce des liens culturels aux fins de propager notre discipline, dans son aspect humain, institutionnel et formel. Parce qu'elle participe au rayonnement de la recherche, favorise l'élévation des niveaux d'éducation et incite les jeunes à s'investir. Parce qu'en écartant toute pompe, elle encourage le rapprochement des peuples en densifiant des échanges propres à la compréhension de cultures si diverses.

Aujourd'hui, les difficultés abondent, les défis se multiplient, les solutions tardent. À vrai dire, l'économie politique se trouve contrainte d'explorer des champs dont l'étendue grandissante n'a de cesse de le disputer à une aridité parfois inquiétante. Aussi, avec l'ardeur qui nous anime, valorisons nos connaissances, suscitons des confrontations d'opinions, propageons des idées neuves, tout en portant haut les couleurs de ce si beau langage qui est le nôtre.

La Revue Internationale des Economistes de Langue Française (RIELF) ambitionne de prendre sa juste part à cet élan avoué et prometteur.

Prof. dr hab. Maciej ŻUKOWSKI

Recteur de l'USEGP

L'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań est l'une des écoles d'économie et d'affaires les plus anciennes et les plus prestigieuses de Pologne. Depuis 1926, nous développons continuellement l'enseignement supérieur et garantissons des études scientifiques de haute qualité et un développement constant des infrastructures de recherche. Nous préparons de nombreux expertises économiques et réalisons des projets innovants. Une éducation de haute qualité, que nous offrons depuis des années, permet à nos étudiants et diplômés de relever avec succès les défis d'un marché du travail dynamique.

L'innovation de nos méthodes de recherche et d'enseignement a été confirmée par de nombreux classements et réalisations de nos étudiants et employés. Nous combinons notre souci de la meilleure qualité d'enseignement avec le développement de la coopération avec d'autres pays et des pratiques commerciales largement définies.

Dr Claudio RUFF ESCOBAR

Recteur de l'Université Bernardo O'Higgins, Chili

L'Université Bernardo O'Higgins (UBO), de Santiago du Chili, est une fondation sans but lucratif, de droit privé, accréditée par la Commission Nationale d'Accréditation (CNA-Chile), pour sa qualité académique, sa gestion et sa politique en matière de relations extérieures avec la Société. Comptant près de 7.000 étudiants répartis sur quatre facultés offrant des programmes de niveaux Licence, Master et Doctorat, ainsi que des départements et centres de recherche, l'Université a pour axe stratégique de développer l'excellence académique et consolider sa politique d'internationalisation, vecteur de croissance académique et culturelle pour toute la communauté universitaire. Cette stratégie est d'ailleurs distinguée par les ranking internationaux (Scimago et Times Higher Education (THE), et régionaux (Revue América Economía), notamment sur les axes de Recherche et d'ouverture à l'international.

L'Université Bernardo O'Higgins compte plus de 125 accords de coopération internationale, parmi lesquels, nombreux sont célébrés avec des pays francophones, cherchant à promouvoir la Francophonie comme axe stratégique d'internationalisation se positionnant ainsi comme l'Université chilienne la plus engagée dans cette vocation tant sur plan académique, que culturel et linguistique. Depuis 2018, l'UBO est membre actif de l'Agence Universitaire de la Francophonie (AUF). Dans ce contexte, l'adhésion au prestigieux réseau de l'AIELF, et l'organisation de son 61^e Congrès à Santiago du Chili en mai 2019, contribuent largement à enrichir cette vision et au rayonnement de la francophonie en Amérique Latine.

Note aux lecteurs : Les textes à soumettre sont à adresser en version électronique à l'adresse de la revue RIELF Krzysztof.Malaga@ue.poznan.pl

Le « guide de soumission » est disponible auprès de site officiel de la RIELF <http://rielf.aielf.org> ou bien sur le site de l'AIELF : <http://www.aielf.org>

