

UNIVERSITE THOMAS SANKARA

Centre d'Etudes, de Documentation
et de Recherche Economiques et Sociales (CEDRES)

REVUE ECONOMIQUE ET SOCIALE AFRICAINE

SÉRIES ÉCONOMIE

Interdépendance entre politique monétaire et politique budgétaire
au sein de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)

Thierno THIOUNE

Sources de crédit, investissements productifs et revenus
agricoles des ménages ruraux au Burkina Faso

Salimata TRAORE

Impacts de la microfinance verte sur le niveau de conservation
des forêts et réduction de la pauvreté rurale : une évidence au Bénin

Honorat SATOQUINA

Les déterminants non monétaires des taux d'intérêt débiteurs
dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine

Jean SANON & Noël THIOMBIANO

Croissance économique et chômage :
évidence empirique de la loi d'Okun dans les pays de l'UEMOA

Ayira KOREM

Influence du pouvoir de marché sur l'efficience des banques dans l'UEMOA
Influence of market power on the efficiency of banks in WAEMU

C. Toussaint CLABESSI & Magloire LANHA

La REVUE CEDRES-ETUDES « séries économiques » publie, semestriellement, en français et en anglais après évaluation, les résultats de différents travaux de recherche sous forme d'articles en économie appliquée proposés par des auteurs appartenant ou non au CEDRES.

Avant toute soumission d'articles à la REVUE CEDRES-ETUDES, les auteurs sont invités à prendre connaissance des « recommandations aux auteurs » (téléchargeable sur www.cedres.bf).

Les articles de cette revue sont publiés sous la responsabilité de la direction du CEDRES. Toutefois, les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs.

En règle générale, le choix définitif des articles publiables dans la REVUE CEDRES-ETUDES est approuvé par le CEDRES après des commentaires favorables d'au moins deux (sur trois en générale) instructeurs et approbation du Comité Scientifique.

La plupart des numéros précédents (71 numéros) sont disponibles en version électronique sur le site web du CEDRES www.cedres.bf

La REVUE CEDRES-ETUDES est disponible au siège du CEDRES à l'Université Thomas SANKARA et dans toutes les grandes librairies du Burkina Faso et aussi à travers le site web : www.cedres.bf

DIRECTEUR DE PUBLICATION

Pr Pam ZAHONOGO, Université Thomas SANKARA (UTS)

COMITE EDITORIAL

Pr Pam ZAHONOGO, UTS Editeur en Chef

Pr Noel THIOMBIANO, UTS

Pr Denis ACCLASATO, Université d'Abomey Calavi

Pr Akoété AGBODJI, Université de Lomé

Pr Chérif Sidy KANE, Université Cheikh Anta Diop

Pr Eugénie MAIGA, Université Norbert ZONGO Burkina Faso

Pr Mathias Marie Adrien NDINGA, Université Marien N'Gouabi

Pr Omer COMBARY, UTS

Pr Abdoulaye SECK, Université Cheikh Anta DIOP

Pr Charlemagne IGUE, Université d'Abomey Calavi

SECRETARIAT D'EDITION

Dr Samuel Tambi KABORE, UTS

Dr Théodore Jean Oscar KABORE, UTS

Dr Jean Pierre SAWADOGO, UTS

Dr Kassoum ZERBO, UTS

COMITE SCIENTIFIQUE DE LA REVUE

Pr Abdoulaye DIAGNE, UCAD (Sénégal)

Pr Adama DIAW, Université Gaston Berger de Saint Louis

Pr Gilbert Marie Aké N'GBO, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Albert ONDO OSSA, Université Omar Bongo (Gabon)

Pr Mama OUATTARA, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Youmanli OUOBA, UTS

Pr Kimséyinga SAVADOGO, UTS

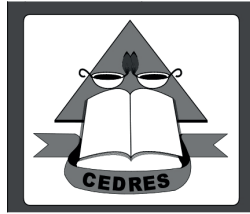
Pr Nasser Ary TANIMOUNE, Université d'Ottawa (Canada)

Pr Noel THIOMBIANO, UTS

Pr Gervasio SEMEDO, Université de Tours

Pr Pam ZAHONOGO, UTS

Centre d'Etudes, de Documentation et de Recherche Economiques et Sociales (CEDRES)



www.cedres.bf

REVUE CEDRES-ETUDES

Revue Economique et Sociale Africaine

REVUE CEDRES-ETUDES N°72

Séries économie

2^{ie} Semestre 2021

SOMMAIRE

Interdépendance entre politique monétaire et politique budgétaire au sein de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA).....	07
Thierno THIOUNE	
Sources de crédit, investissements productifs et revenus agricoles des ménages ruraux au Burkina Faso.....	41
Salimata TRAORE	
Impacts de la microfinance verte sur le niveau de conservation des forêts et réduction de la pauvreté rurale : une évidence au Bénin	69
Honorat SATOGUINA	
Les déterminants non monétaires des taux d'intérêt débiteurs dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine.....	97
Jean SANON & Noël THIOMBIANO	
Croissance économique et chômage : évidence empirique de la loi d'Okun dans les pays de l'UEMOA	126
Ayira KOREM	
Influence du pouvoir de marché sur l'efficacité des banques dans l'UEMOA.....	163
Influence of market power on the efficiency of banks in WAEMU	
C. Toussaint CLABESSI & Magloire LANHA	

**Interdépendance entre politique monétaire et politique
budgétaire au sein de l'Union économique et monétaire
ouest-africaine (UEMOA)**

Thierno Thioune

Enseignant-Chercheur, FASEG-UCAD,
thierno.thioune@ucad.edu.sn, Dakar (Sénégal)

Résumé

A l'aide d'un VAR Bayésien et d'une distribution a priori fondée sur l'approche de Litterman-Minnesota (1980, 1986), ce papier examine l'interdépendance des politiques monétaires et budgétaires au sein de l'Union économique et monétaire ouest-africaine. Les résultats révèlent, d'une part, la présence d'un effet mémoire dans les deux politiques, et d'autre part, un jeu de complémentarité qui découle d'un choc d'offre. L'efficacité des politiques monétaires et budgétaires doit donc prendre en compte le décalage temporel pour mieux intégrer ces deux dimensions.

Mots clés : *Politique budgétaire, Politique monétaire, effet mémoire, complémentarité, VAR bayésien.*

Classification JEL : E31, E41, E52, E62, H62

Abstract

Using a Bayesian VAR and a distribution, a priori, based on the Litterman-Minnesota approach (1980, 1986), this paper examines the interdependence between monetary and fiscal policies in West African Economic and Monetary Union. The results reveal, on the one hand, the presence of a memory effect in the two policies, and on the other hand, a complementarity game resulting from a supply shock. The effectiveness of monetary and fiscal policies must therefore take into account the time lag in order to better integrate these two dimensions.

Keywords : *Fiscal policy, monetary policy, memory effect, complementarity, Bayesian VAR.*

Introduction

Les récents développements théoriques et empiriques ont jeté un nouvel ancrage sur la problématique des interactions entre les autorités monétaires et budgétaires. Sur le plan théorique, de nombreux travaux ont été consacrés à la justification des contraintes budgétaires dans une union monétaire (Ary Tanimoune et Plane, 2005 ; Creel, 2001 ; Villieu, 2000).

Au sein de l'Union économique et monétaire ouest-africaine (UEMOA), le respect du critère du solde budgétaire, par les autorités nationales, trouve son importance dans la stabilisation du niveau général des prix. En effet, Uhlig (2002) montre que des tensions sur la demande globale et donc sur l'inflation peuvent apparaître si les autorités budgétaires veulent stabiliser la production. Cela peut inciter la banque centrale à relever les taux d'intérêt. Par conséquent, une coordination entre les politiques monétaire et budgétaire serait utile.

Dans le contexte de l'Union monétaire européenne, Andersen (2002) a mis l'accent sur la nature des chocs plutôt que sur les objectifs des politiques. Il montre que les coûts des politiques non coordonnées tendent à être plus prononcés dans le cas des grands chocs communs, alors qu'ils sont nettement inférieurs dans le cas d'autres chocs moins importants.

Dans la même logique, Buti et al. (2001), en analysant l'interaction entre les politiques budgétaire et monétaire, soulignent le fait que les politiques devraient être étudiées non seulement en termes de conflit ou de coopération entre elles, mais que les choix devraient être fonction du type de choc auquel l'économie est exposée. Ils concluent que la coordination est souhaitable lorsque l'économie est confrontée à des chocs du côté de l'offre, alors que c'est l'inverse qui se produit lorsque la demande globale subit des chocs. La crise financière et économique mondiale de 2008, ainsi que les crises alimentaires et climatiques survenues au cours des dernières années ont montré l'interdépendance des pays du monde en général, et des pays de l'UEMOA. Depuis cette crise financière, le ratio de la dette publique par rapport au PIB, très élevé, est associé à des taux d'intérêt plus faibles dans les économies avancées, comme le constatent Ahmed et al. (2019).

En réponse à ces crises, les différents pays de l'UEMOA ont mis en œuvre des politiques budgétaires propres à leurs situations économiques, sans tenir compte, parfois, des critères de convergence auxquels ils sont contraints. Pourtant, ces critères ont pour objectif la convergence commune, par l'essor des structures économiques et par la stabilité de la politique monétaire commune, des économies de l'union. En effet, les États membres sont soumis aux critères de pacte de convergence, de stabilité, de croissance et de solidarité en vue d'assurer la convergence des performances macroéconomiques. Ce pacte a été adopté par les États membres en 1999, puis remplacé en janvier 2015. La différence entre l'ancien et le nouveau pacte porte essentiellement sur le critère clé de la gestion des finances publiques. Avec le nouveau pacte, le critère clé est défini par le ratio du solde budgétaire global rapporté au PIB nominal et doit être supérieur ou égal à -3%. Du fait des déficits budgétaires élevés qui contraignent les États à limiter leurs politiques expansionnistes, ces derniers ont eu des difficultés à respecter ce critère de premier rang du pacte de convergence ; ce qui explique cette modification dans le nouveau pacte de convergence. Toutefois, les économies membres de l'UEMOA sont caractérisées par une grande hétérogénéité en termes de politiques fiscales et structurelles, et par une forte vulnérabilité aux chocs exogènes.

Kireyev (2016), dans le contexte de l'UEMOA, appelle à un cadre cohérent qui permettrait à la Commission de l'UEMOA et à la Banque centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) d'aligner et de renforcer mutuellement leurs efforts jusqu'à présent largement autonomes dans la mise en œuvre de leurs politiques respectives. Hitaj et Onder (2013) soulignent également la nécessité d'améliorer la conception des règles budgétaires, qui refléteraient mieux la reconnaissance du fait que la politique budgétaire des États membres doit être cohérente avec la politique monétaire de l'union.

Il y a donc un intérêt à veiller à la coordination des différentes politiques économiques, notamment la politique monétaire et budgétaire. A ce titre, les études empiriques de Sira (2010) montrent que des politiques budgétaires différentes peuvent avoir des effets négatifs si elles ne sont pas elles-mêmes coordonnées avec la politique monétaire.

Cela revient à coordonner l'action des gouvernements nationaux qui ne poursuivent pas nécessairement le même objectif que la banque centrale qui a pour objectif prioritaire la maîtrise du niveau général des prix. Cependant, Giavazzi et Pagano (1990) montrent que dans une union monétaire, le niveau général des prix est plus lié à la politique budgétaire qu'à la politique monétaire. En effet, Giavazzi et Pagano (1990) indiquent qu'un niveau de déficit élevé requiert un niveau d'inflation élevé pour réduire le niveau d'endettement réel et permettre à l'autorité budgétaire de respecter sa contrainte. De même, Sims (1994) montre que l'existence et le caractère unique du niveau des prix d'équilibre ne peuvent être déterminés par la seule connaissance de la politique monétaire ; la politique budgétaire joue un rôle tout aussi important.

Face à des pays de l'UEMOA hétérogènes en matière de politique fiscale et d'une politique monétaire commune, étudier leur interdépendance relève d'une grande importance, surtout qu'en 2010, est entré en vigueur, le nouveau traité de l'Union monétaire ouest-africaine (UMOA) et la réforme des statuts de la Banque centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), qui confère à cette dernière une indépendance organique. En outre, selon le FMI (2021), l'évolution des finances publiques dans les pays de l'UEMOA semble jouer un rôle dans les décisions de politique monétaire, comme dans d'autres pays émergents et en développement. Les travaux du FMI (2021) montrent que les décisions de taux directeur de la BCEAO sont sensibles aux variables budgétaires telles que le ratio dette/PIB, ce qui est une situation commune aux pays où la croissance est en grande partie tirée par le secteur public, et où la politique monétaire ne peut ignorer les évolutions budgétaires.

L'objet de ce papier est d'étudier l'interdépendance des politiques monétaires et budgétaires au sein de l'UEMOA pour en déduire une bonne coordination. L'originalité de ce travail repose sur la prise en compte simultanément de variables monétaires et budgétaires, afin d'analyser leurs interactions au plan conjoncturel et structurel.

Face à un échantillon de petite taille, nous utilisons la méthode VAR bayésienne (BVAR) développée par Litterman (1986) ; Sims et Zha (1998). Avec cette approche, il est possible d'introduire des informations supplémentaires sur les paramètres du modèle en s'appuyant sur des distributions probabilistes, appelées distributions a priori.

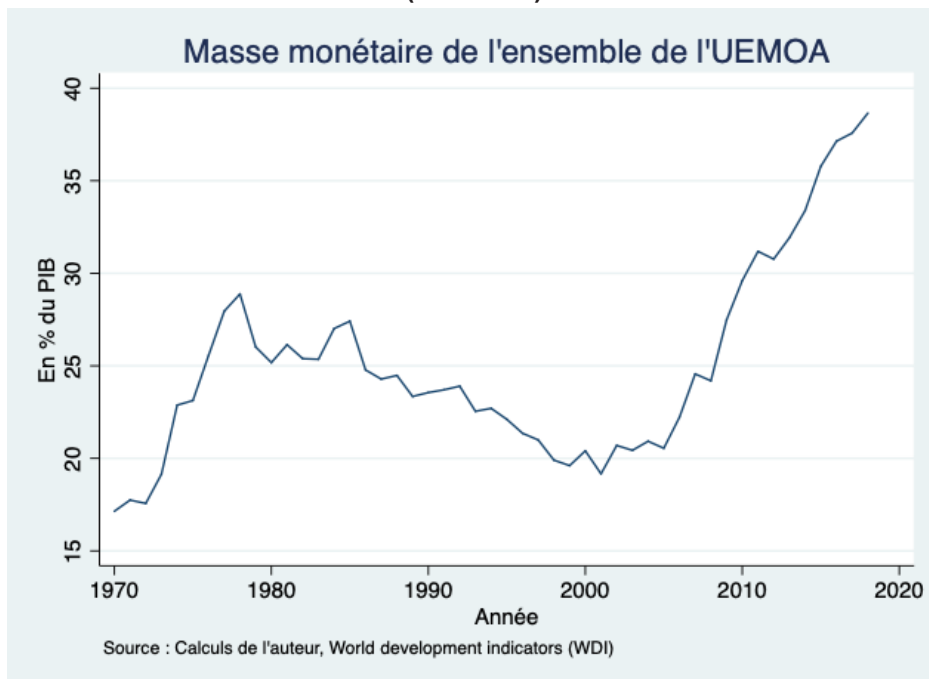
La suite de ce papier repose sur trois sections : la première (I) expose les faits stylisés relatifs à l'évolution des politiques monétaire et budgétaire au sein de l'Union, la seconde (II) présente une revue de la littérature sur l'interdépendance des deux politiques et la troisième (III) procède à l'évaluation quantitative de cette interdépendance.

I) Évolution des politiques monétaire et budgétaire au sein de l'UEMOA

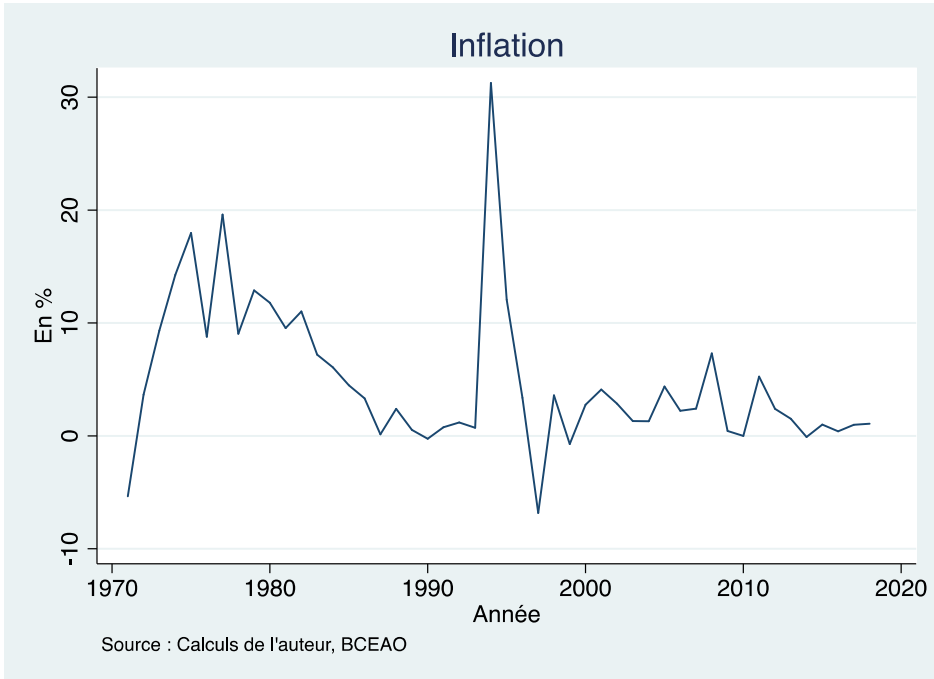
Dans cette section, il s'agit d'apprécier l'évolution de certaines variables clés des politiques monétaire et budgétaire au sein de l'UEMOA notamment quatre variables macroéconomiques que sont : le ratio de la masse monétaire sur le PIB, le taux de croissance économique, le taux d'inflation (représenté par l'indice des prix à la consommation) et le ratio du solde budgétaire de base sur le PIB.

Le graphique 1 montre l'évolution annuelle de la masse monétaire rapportée au PIB, pour l'ensemble de l'UEMOA. Au lendemain des indépendances, vers la fin des années 70, la masse monétaire connaissait une évolution croissante avoisinant les 30% du PIB. A partir de 1979, elle commence à se réduire jusqu'en 2001, où elle atteint son ratio le plus faible, soit 19% du PIB. Cette baisse est en partie due aux effets de la crise économique des années 1980 et de la restructuration de près du quart des banques (Nubukpo, 2012). Par suite, le ratio de la masse monétaire s'accroît à partir de 2002 jusqu'en 2011 dépassant la barre de 30% du PIB, pour s'établir à 39% en 2018.

Graphique 1 : Évolution de la masse monétaire dans l'UEMOA (en % PIB)

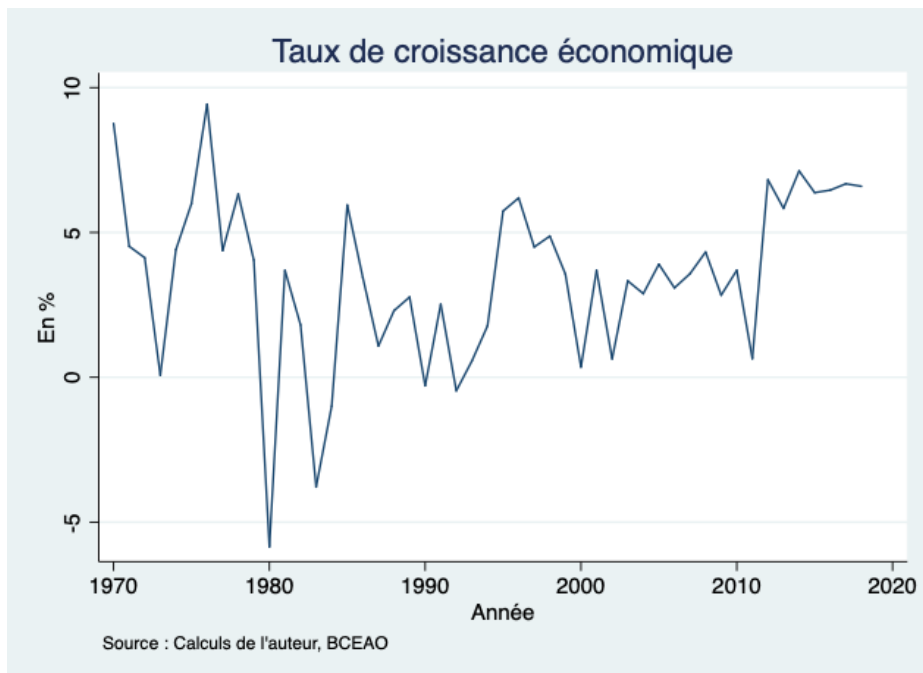


Avant 2000, l'UEMOA connaissait une inflation de 6%, en moyenne. En 1994, elle a atteint un taux record de 30%, qui s'explique par la dévaluation du FCFA en cette même année. Plus tard en 2000, avec l'adoption du pacte de convergence de 1999, des efforts ont été menés pour contenir l'inflation autour de 3%. Mais en 2008, en raison de la crise mondiale et des inondations qu'a connues la sous-région ouest-africaine, l'inflation atteignait 6%. A partir de 2013, l'inflation est demeurée dans la zone de confort définie pour la mise en œuvre de la politique monétaire, jusqu'en 2018. (Voir graphique 2).

Graphique 2 : Niveau d'inflation dans l'UEMOA

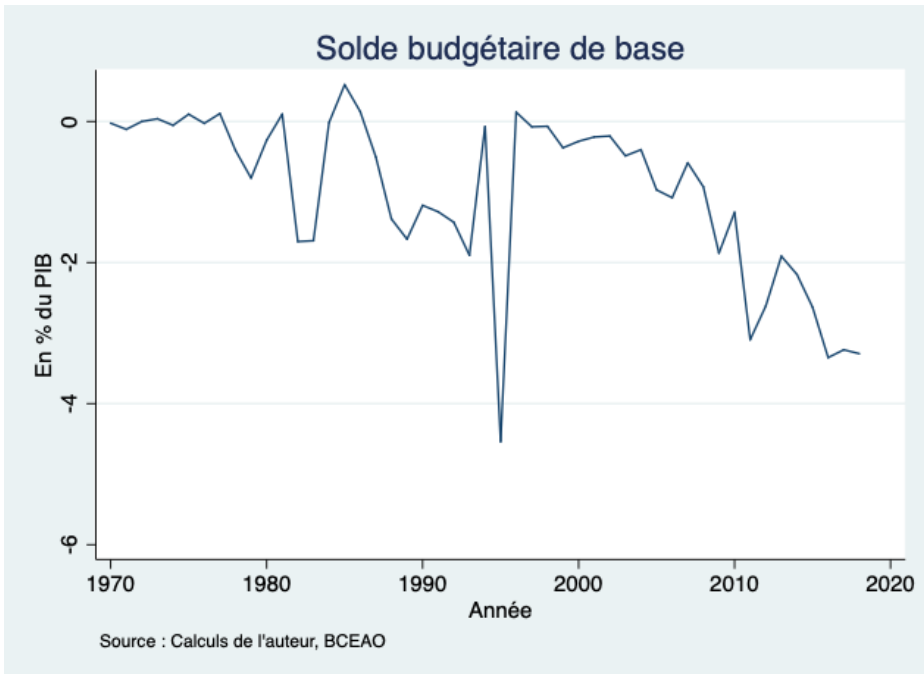
Globalement la croissance économique de l'UEMOA est restée positive, même si durant la période, l'on assiste à des ralentissements et des replis de l'activité économique (en 1981 et en 1984). Il faut noter qu'entre 2013 et 2018 les pays de l'UEMOA ont obtenu de bonnes performances économiques, avec un taux de croissance économique qui a atteint les 6% pour l'ensemble de l'union. De 1997 à 2012, le taux de croissance économique était resté inférieur à 5%.

Graphique 3 : Évolution du taux de croissance économique dans l'UEMOA



Considérant l'évolution du ratio du solde budgétaire de base, l'UEMOA a en général un taux inférieur à 0%. Sur l'ensemble de la période, le ratio moyen est de -1% du PIB. De 1998 à 2011, le ratio est resté supérieur à -3%. Entre 2016 et 2018, le déficit budgétaire se creuse avec un ratio inférieur à -3%.

Graphique 4 : Évolution du ratio du solde budgétaire de base (en % du PIB)



II) Revue de la littérature

2.1) *Analyse théorique de la politique monétaire et budgétaire avec et sans union monétaire*

Cooper et Kempf (2000) analysent la politique monétaire et budgétaire avec et sans union monétaire dans un contexte de deux pays où les autorités monétaires et fiscales s'accordent sur les objectifs des politiques. Selon eux, la stabilité de ces deux politiques dépend de la capacité d'engagement de la banque centrale, de la flexibilité politique des autorités budgétaires nationales et de l'autorité monétaire centrale, et de la corrélation des chocs entre pays membres. Si l'autorité monétaire agit avant les autorités fiscales, alors l'union monétaire augmentera le bien-être des pays tant que la politique budgétaire sera suffisamment sensible aux chocs. Cependant, si les autorités fiscales disposent d'un ensemble d'outils restreint et/ou si

l'autorité monétaire n'a pas la capacité de s'engager dans sa politique, l'union monétaire n'est peut-être pas souhaitable.

Une union monétaire avec un grand nombre de décideurs, qui ont tous accès à l'impression d'une monnaie commune, souffre de l'excès de dépenses publiques et d'un biais inflationniste (Aizenman, 1992 ; 1993). Beetsma et Bovenberg (1998), considérant une union monétaire où l'objectif de la politique budgétaire est la fourniture de biens publics, ont démontré que sous une direction budgétaire, l'unification monétaire peut discipliner la politique budgétaire et monétaire, réduisant ainsi l'inflation, les impôts et les dépenses publiques. Intuitivement, dans une union avec un plus grand nombre d'acteurs budgétaires, la position stratégique de chacune des autorités budgétaires individuelles s'affaiblit. Cela réduit l'inflation et les dépenses publiques, compensant ainsi le biais inflationniste dû à l'absence d'engagement et au biais de dépenses dû à l'utilisation stratégique de l'instrument budgétaire. Par ailleurs, Dixit et Lambertini (2001) explorent l'interdépendance entre l'autorité budgétaire et la banque centrale dans un modèle où cette dernière a une maîtrise partielle de l'inflation. Ils montrent qu'à l'équilibre, les deux types de politique sont complémentaires lorsque les dépenses budgétaires ont des effets de contraction sur la production et l'inflation.

Buti et al. (2001) suggèrent que la forme spécifique d'interdépendance entre les politiques fiscales et monétaires, c'est-à-dire l'alternative entre substituabilité stratégique et complémentarité, ne devrait pas nécessairement être interprétée en termes de conflit ou de coopération, mais pourrait en fait dépendre de la nature des chocs sur l'économie. En cas de chocs d'offre, les deux politiques évoluent en sens inverse : un relâchement (resserrement) de la politique budgétaire va de pair avec un resserrement (relâchement) de la politique monétaire, d'où un conflit entre les deux branches de la politique macroéconomique. Mais lorsqu'il s'agit d'un choc de demande, les deux politiques vont dans la même direction. Il s'agit dans ce cas d'une sorte de conflit « distributionnel » sur la part des effets de chaque politique dans la stabilisation macroéconomique. Ce qui conforte Kone (2000) dont les résultats montrent que pour les pays de l'UEMOA en général, les politiques monétaire et budgétaire

influenceraient positivement le PIB nominal et réel au sein de l'union. Cependant, leurs effets diffèrent en termes d'ampleur et de temps de réaction ainsi que de l'impact d'un instrument par rapport à l'autre.

Pour le FMI (2021), les variations budgétaires influent davantage sur les décisions de politique monétaire lorsque les banques commerciales détiennent d'importants portefeuilles de titres publics comme c'est le cas dans l'UEMOA. Dans ce cas, la banque centrale peut être réticente à augmenter les taux directeurs et à resserrer le refinancement offert aux banques, car cela peut aggraver les risques de liquidité dans le secteur bancaire.

Slepov et al. (2017) examinent dans leur étude, les principales tendances d'intégration de la politique monétaire et budgétaire de l'État pour influencer la croissance économique et maintenir la viabilité de la dette publique. Ils montrent que les multiplicateurs de la politique budgétaire doivent être pris en compte pour évaluer la nécessité d'investissements budgétaires pour stimuler la croissance économique et l'impact des soldes budgétaires. Les travaux démontrent que la variation du PIB par l'augmentation ou la diminution des coûts budgétaires dépend du multiplicateur des dépenses publiques, dont la valeur est déterminée par le coefficient de l'intensité de l'interaction entre la politique monétaire et budgétaire, et par l'indice de l'activité économique estimé pour une certaine période. Selon eux, l'efficacité des investissements est possible lorsque la coordination des politiques économiques permet d'évaluer les coûts budgétaires et d'anticiper une dynamique des prix à la hausse, afin que la Banque centrale n'ait pas recours à des taux d'intérêts plus élevés.

Si des études ont tenté d'évaluer directement la coordination entre les politiques monétaire et budgétaire, d'autres études se sont intéressées à ce qui résulterait d'un manque de coordination entre ces deux politiques économiques. Ainsi, Bianchi et Melosi (2019) dans leurs récentes études montrent que le manque de coordination monétaire et fiscale en présence d'un stock important de dettes peut conduire à une spirale vicieuse de hausse de l'inflation, de resserrement monétaire, de contraction de la production et d'une nouvelle accumulation de dettes. Pour eux, un manque

de coordination entre les institutions responsables de ces politiques représente un frein pour l'économie.

2.2) Évidences empiriques sur le caractère de substitut stratégique entre la politique budgétaire et la politique monétaire

D'un point de vue empirique, les contributions sur le sujet sont principalement basées sur des techniques de données de panel, des modèles à équilibre général stochastique et des analyses VAR. Les travaux de Melitz (1997, 2000) et Wyplosz (1999) confirment largement l'opinion selon laquelle les deux politiques sont des substituts stratégiques. Fratianni Von Hagen (2001) concluent que l'interdépendance entre les deux décideurs est asymétrique : des politiques budgétaires plus souples correspondent aux contractions monétaires, tandis que les politiques monétaires tiennent généralement compte des expansions budgétaires.

Muscatelli et al. (2002) d'une part, examinent l'interaction entre les instruments de politique budgétaire et monétaire à l'aide des modèles VAR conventionnels et bayésiens pour plusieurs économies du G7, et montrent que les chocs budgétaires identifiés dans le VAR ont un impact important. Ils constatent que le résultat de la substituabilité stratégique n'est pas uniforme pour tous les pays. De plus, ils rapportent des preuves solides que le lien entre la politique budgétaire et la politique monétaire a changé après 1980, lorsque les politiques budgétaire et monétaire sont devenues beaucoup plus complémentaires.

D'autre part, Muscatelli et al. (2002) affirment qu'il est difficile d'interpréter les corrélations empiriques entre les deux politiques. Dans les travaux de Melitz (1997, 2000) et de Wyplosz (1999), on ne sait pas si la corrélation entre les instruments de politique économique sur l'ensemble du cycle résulte de réponses systématiques ou de réactions à des chocs structurels ou politiques. Ainsi, Muscatelli et al. (2002) mettent l'accent sur la réaction des instruments de politique à d'autres chocs, mais il est notoirement difficile d'interpréter les fonctions de réaction impulsionnelles des chocs politiques dans les VAR.

Ferrero (2005) analyse la mise en place d'une politique monétaire et budgétaire optimale dans le cadre d'une union monétaire avec deux pays. Il inclut dans son modèle la distorsion fiscale et la dette publique, ce qui conduit à une modification de la règle de ciblage optimal pour l'ensemble de l'union. Beetsma et Jensen (2005) ainsi que Gali et Monacelli (2008) ont également analysé le rôle de la politique de stabilisation budgétaire dans le contexte d'une union monétaire. La politique monétaire est conduite par une banque centrale commune, tandis que la politique budgétaire est mise en œuvre dans le pays. Les auteurs montrent que la politique budgétaire a un rôle stabilisateur qui va au-delà de la fourniture efficace des biens publics.

Pour montrer l'existence de covariations entre les politiques monétaire et budgétaire, la politique monétaire réagissant faiblement à l'inflation lorsque la politique budgétaire est axée sur l'activité réelle plutôt que sur la stabilisation de la dette, et vice versa Gonzalez-Astudillo (2018) propose une technique d'estimation de changement de régime markovien sur des données trimestrielles américaines allant de 1960 à 2015.

Etudiant les interactions entre politiques monétaire et budgétaire au sein de l'UEMOA avec un modèle VAR structurel Sira (2010) montre qu'une intervention monétaire par la hausse des taux d'intérêt entraîne une baisse de l'activité et une hausse des déficits, alors qu'une politique budgétaire n'a qu'un effet de courte durée sur l'activité, mais ne l'influence pas à long terme. La politique budgétaire ne crée pas non plus de l'inflation contrairement aux enseignements de la théorie budgétaire du niveau général des prix.

III) Évaluation de l'interdépendance entre les politiques monétaires et budgétaires

3.1) Présentation du modèle théorique BVAR

Les vecteurs autorégressifs (VAR) sont des modèles stochastiques linéaires qui décrivent la dynamique conjointe de plusieurs séries temporelles. Soit Y_t un vecteur aléatoire $n \times 1$ qui prend des valeurs en \mathbb{R}_n . Les évolutions des variables endogènes Y_t sont décrites comme suit :

$$Y_t = c + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + u_t \quad (1)$$

Avec Y_t de dimension $T \times n$ de n variables, c qui représente un vecteur de n constantes, et A_i ($i = 1, \dots, p$) sont des matrices des coefficients autorégressifs de dimension $n \times n$. u_t est une matrice de dimension $T \times n$ comportant les erreurs de prévision.

L'estimation bayésienne consiste à considérer les coefficients A_i comme des variables aléatoires, dont les distributions de probabilité sont connues a priori et définies selon les croyances du modélisateur sur le sujet. L'approche utilisée, à cet effet, pour la définition des distributions a priori est celle de Litterman-Minnesota (1980, 1986) connue pour être appropriée aux séries macroéconomiques. A priori, selon l'approche de Litterman-Minnesota (1980, 1986), chaque variable suit une marche aléatoire. Pour $k = 1, \dots, p$, on a :

$$E[A_k^{(ij)}] = 1, \text{ si } i = j, k = 1 ; E[A_k^{(ij)}] = 0 \text{ sinon.} \quad (2)$$

L'incertitude autour de cette moyenne a priori est donnée par :

$$\text{Var}[A_k^{(ij)}] = \lambda_1 \times \lambda_2 (1_{i \neq j}) \times \frac{1}{k^{\lambda_3}} \times \frac{\sigma_i^2}{\sigma_j^2}, k = 1, \dots, p \quad (3)$$

- λ_1 mesure le degré de rigidité du « prior » : quand $\lambda_1 \rightarrow 0$ le « prior » est exactement fixé, tandis que, quand $\lambda_1 \rightarrow \infty$, les estimations se rapprocheront des estimations du MCO.
- λ_2 contrôle l'écart-type du « prior » sur les retards des variables autres que la variable dépendante. Avec $\lambda_2 = 1$, il n'y a pas de distinction entre les retards de la variable dépendante et les autres variables.
- λ_3 contrôle la décroissance sur les retards.
- $\frac{\sigma_i^2}{\sigma_j^2}$ sont des paramètres d'échelle qui prennent en compte les différentes mesures des variables endogènes. Ils sont estimés à partir des variables du modèle.

Il est usuel d'appliquer les valeurs suivantes pour ces hyperparamètres :

$$\lambda_1 = 0,2 ; \lambda_2 = 1 \text{ et } \lambda_3 = 1 \text{ ou } 2$$

Pour ce travail, les valeurs retenues sont : $\lambda_1 = 0,2 ; \lambda_2 = 1$ et $\lambda_3 = 1$

Ce modèle BVAR compte les variables endogènes suivantes :

- la masse monétaire, dont la différence première est stationnaire, qui représente la politique monétaire et notée M2 ;
- le ratio du solde budgétaire de base sur le PIB représentant la politique budgétaire, qui est stationnaire à niveau et est noté SBB ;
- le taux de croissance économique réel, noté PIB, et qui est stationnaire à niveau.
- la variation de l'indice des prix à la consommation, stationnaire à niveau est notée DIPC ;

Nous formulons les hypothèses suivantes :

- La politique budgétaire expansionniste entraîne l'inflation.
- La politique monétaire accompagnée d'une politique budgétaire restrictive maintient le niveau d'inflation.
- La politique budgétaire a plus de retombées positives sur la croissance économique que la politique monétaire.

3.2) Estimation du modèle empirique

Les données proviennent de la BCEAO et de World Development Indicators sur la période de 1970 à 2018. La masse monétaire étant non-stationnaire, elle a été différenciée au premier ordre. Cette différence d'ordre 1 notée DM2 est utilisée aux fins de la modélisation. Le VAR bayésien ainsi estimé est stationnaire avec deux retards optimaux.

L'analyse du tableau 1 montre que le taux de croissance économique réel est significativement expliqué par sa valeur retardée d'une période, la masse monétaire retardée d'une période, le ratio du solde budgétaire retardé de deux périodes et la variation des prix retardée d'une période.

Tableau 1: Résultats d'estimation du modèle BVAR(2)

Bayesian VAR Estimates
 Sample (adjusted): 1973 2018
 Included observations: 46 after adjustments
 Prior type: Litterman/Minnesota
 Hyper-parameters: Mu: 0.15, L1: 0.2, L2: 1, L3: 1
 Standard errors in () & t-statistics in []

	PIB	DM2	SBB	DIPC
PIB(-1)	0.332798*** (0.09689) [3.43475]	0.003989 (0.05529) [0.07214]	-0.058396* (0.02987) [-1.95532]	0.237910 (0.25719) [0.92504]
PIB(-2)	0.080333 (0.07390) [1.08704]	0.051113 (0.04215) [1.21254]	-0.019337 (0.02274) [-0.85032]	0.034190 (0.19614) [0.17431]
DM2(-1)	0.705827*** (0.19899) [3.54707]	0.214337* (0.11351) [1.88827]	-0.099430 (0.06127) [-1.62280]	0.496052 (0.52810) [0.93931]
DM2(-2)	-0.056819 (0.14703) [-0.38644]	0.007770 (0.08392) [0.09259]	0.005762 (0.04531) [0.12716]	-0.041663 (0.39033) [-0.10674]
SBB(-1)	-0.407061 (0.27177) [-1.49783]	-0.089265 (0.15512) [-0.57547]	0.458008*** (0.08381) [5.46478]	-0.344410 (0.72142) [-0.47740]
SBB(-2)	-0.423183* (0.22895)	-0.092869 (0.13059)	0.201611*** (0.07045)	0.202311 (0.60763)

	[-1.84839]	[-0.71116]	[2.86171]	[0.33295]
DIPC(-1)	0.100941** (0.04029) [2.50564]	0.014499 (0.02299) [0.63071]	-0.037094*** (0.01241) [-2.98793]	0.464209*** (0.10693) [4.34126]
DIPC(-2)	0.005019 (0.03081) [0.16289]	-0.015691 (0.01758) [-0.89232]	0.027779*** (0.00949) [2.92587]	0.043959 (0.08180) [0.53741]
R-squared	0.360718	0.119315	0.488063	0.126106
Adj. R-squared	0.374616	0.138460	0.499192	0.145104
Sum sq. resids	250.0466	78.58542	32.06370	1706.218
S.E. equation	2.331479	1.307050	0.834887	6.090296
F-statistic	3.707964	0.890296	6.264972	0.948279
Mean dependent	3.322949	0.458461	-1.063360	5.110119
S.D. dependent	2.948207	1.408168	1.179756	6.586908

(***, **, *, significativité à 1%, 5%, 10%)

Source : Calculs de l'auteur

Ainsi, un accroissement de la masse monétaire à l'année $n - 1$ a un effet positif sur la croissance économique, à l'année suivante. Aussi, le tableau précédent montre que le ratio budgétaire a un effet positif sur la croissance économique. Par conséquent, les effets d'une politique budgétaire expansionniste sont profitables à la croissance économique dans l'UEMOA, si cette politique est mise en place deux années auparavant, et si elle est accompagnée d'une politique monétaire l'année suivant la mise en place. En outre, les estimations montrent également que l'inflation de la période précédente influence positivement la croissance économique de la période courante dans l'UEMOA.

Au niveau de l'équation de la masse monétaire, les estimations révèlent que la demande de monnaie, dans l'UEMOA, est exclusivement déterminée par la demande de monnaie à la période précédente. Concernant la politique budgétaire, l'analyse du tableau précédent montre qu'elle a une mémoire. En effet, le ratio du solde budgétaire de base est expliqué significativement par ses valeurs retardées. Ce résultat est conforme aux travaux de Ndiaye et Konté (2012). Par ailleurs, les résultats révèlent que la politique budgétaire est significativement déterminée par la croissance économique (négativement) à l'année précédente et par les

valeurs retardées de la variation des prix à la consommation. Ainsi, une hausse de la croissance économique, à l'année $n - 1$, conduit les gouvernements de l'UEMOA à mener une politique budgétaire expansionniste l'année suivante : plus la croissance économique est grandissante, plus le déficit budgétaire s'accroît dans l'UEMOA.

Selon l'équation de la variation des prix à la consommation, l'on peut retenir que celle-ci est uniquement déterminée par sa valeur retardée. Sans politiques monétaire et budgétaire significatives, le taux d'inflation dépend de son niveau antérieur.

3.3) Décomposition de la variance des erreurs de prévision

L'erreur de prévision afférente à une variable à un horizon h est déterminée par les innovations qui se produiront au cours des h périodes à venir. La décomposition de la variance de cette erreur, en plus d'approfondir l'analyse des résultats, permet de déterminer la part des autres variables dans la variance de l'erreur de prévision d'une variable donnée, à un moment précis de la prévision. L'horizon h de prévision est égal à 10 périodes (années).

Tableau 2 : Décomposition de la variance du ratio du solde budgétaire de base (SBB)

Périodes	Ecart-type	PIB	DM2	SBB	DIPC
1	0,835	0,979	2,426	96,595	0
2	0,936	1,618	2,776	89,980	5,626
3	1,020	3,007	3,378	88,229	5,386
4	1,082	4,270	4,276	85,412	6,042
5	1,135	5,299	4,993	83,211	6,497
6	1,181	6,109	5,614	81,240	7,037
7	1,220	6,754	6,119	79,612	7,515
8	1,254	7,272	6,538	78,244	7,946
9	1,284	7,694	6,883	77,104	8,319
10	1,311	8,042	7,172	76,147	8,639

Source : Calculs de l'auteur

Au vu du tableau ci-dessus, la variance de l'erreur de prévision du ratio du solde budgétaire de base est due à 96,595%, par ses propres innovations et à 2,426% par les innovations de la masse monétaire, et par une faible part des innovations du taux de croissance économique réelle, en première période. Au cours de cette période, les prix n'ont aucune influence sur la politique budgétaire. En revanche, à partir de la deuxième période, les prix à la consommation ont une influence, plus importante que celles des autres variables explicatives, sur le ratio du solde budgétaire de base. Cette influence va crescendo jusqu'à la 10^{ème} période de prévision, avec une ampleur plus importante que celle de la masse monétaire et que celle du taux de croissance économique réelle.

Tableau 3 : Décomposition de la variance de la masse monétaire (DM2)

Périodes	Ecart-type	PIB	DM2	SBB	DIPC
1	1,307	0,008	99,992	0	0
2	1,340	0,009	99,381	0,191	0,419
3	1,355	0,945	97,484	1,152	0,419
4	1,365	1,329	96,398	1,764	0,508
5	1,374	1,558	95,300	2,502	0,641
6	1,382	1,746	94,329	3,113	0,812
7	1,390	1,906	93,470	3,655	0,969
8	1,397	2,045	92,716	4,124	1,115
9	1,403	2,167	92,053	4,534	1,245
10	1,408	2,275	91,469	4,894	1,362

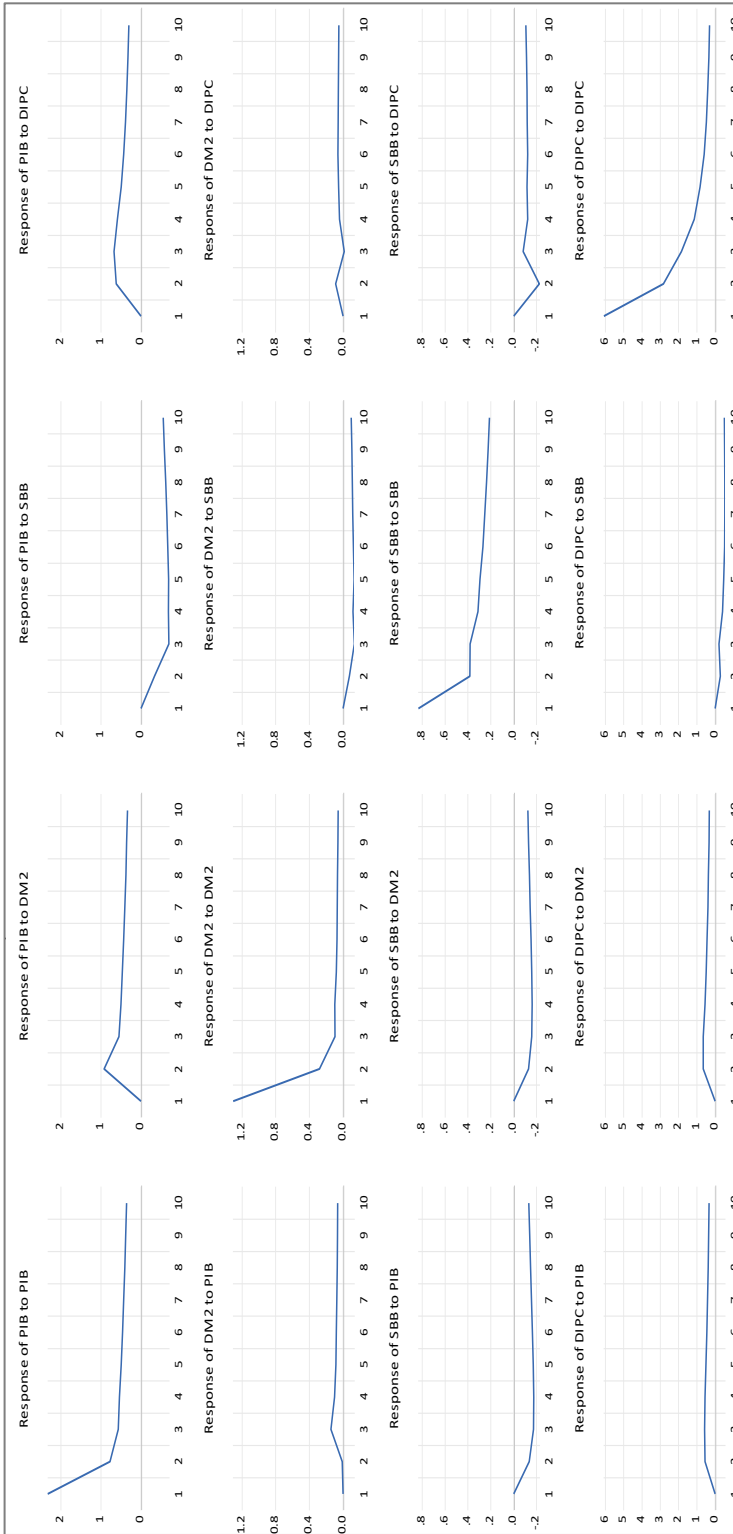
Source : Calculs de l'auteur

La variance de l'erreur de prévision de la masse monétaire est à 99% expliquée par ses propres innovations. Ce n'est qu'à partir de la deuxième période, qu'elle est influencée, de manière non négligeable, par le ratio du solde budgétaire de base et la variation des prix qui a plus d'influence. En fin de période, quoique la masse monétaire soit majoritairement (91,469%) influencée par ses propres valeurs, l'on remarque que le taux de croissance économique contribue considérablement à la prévision de la masse monétaire, comparé à la variation des prix à la consommation. Il faut aussi noter que le ratio du solde budgétaire a plus d'influence sur la masse monétaire, que le taux de croissance économique.

3.4) Analyse des fonctions de réponses impulsionnelles

Dans la perspective d'appréhender les différences réponses à de probables chocs, les fonctions de réponses impulsionnelles ont été estimées avec un choc d'un écart-type sur chaque variable endogène du modèle, sur une période de 10 ans.

Graphique 5 : Fonctions de réponses impulsionnelles



Source : Calculs de l'auteur

Un choc positif sur le taux de croissance économique réelle entraîne une hausse de la masse monétaire, une baisse du ratio du solde budgétaire de base et est accompagné d'une hausse de l'indice des prix à la consommation. Avec une croissance économique élevée, les Etats auront tendance à augmenter leurs dépenses publiques, ce qui va conduire à une inflation et susciter une hausse de la demande de monnaie.

Un choc positif sur la masse monétaire, en première année, a un effet positif sur la croissance économique à partir de la 3^{ème} année, et entraîne une hausse de l'indice des prix à la consommation, à la 2^{ème} année. Le solde budgétaire est par contre réduit, ce qui traduit une hausse des dépenses publiques. La politique budgétaire devient expansive face à un accroissement de la masse monétaire au sein de l'union. Il faut aussi noter que l'ampleur du choc monétaire sur la variation des prix est faible. Une politique monétaire expansive a une faible influence sur l'inflation.

Un choc à la hausse sur le ratio du solde budgétaire se traduit, soit par une baisse considérable des dépenses publiques, soit par une hausse considérable des recettes fiscales. Dans le jeu stratégique entre les autorités de la banque centrale et les autorités nationales, un pareil choc contraint les autorités monétaires à réduire la masse de monnaie sein de l'union. L'analyse des réponses impulsionnelles montre qu'un choc sur le ratio du solde budgétaire entraîne une diminution des prix et un ralentissement de l'activité économique. Ce résultat est conforme aux conclusions de Badarau-Semenescu et Ndiaye (2010) sur la zone euro. Un choc inflationniste suscite une croissance monétaire et une baisse du ratio du solde budgétaire. Le choc inflationniste s'accompagne aussi d'une hausse des dépenses publiques.

Conclusion

Ce papier s'est proposé d'analyser les interactions entre les politiques monétaire et budgétaire au sein de l'UEMOA. Pour ce faire, un modèle VAR Bayésien a été estimé sur un ensemble de variables macroéconomiques. Au regard des estimations, l'on peut retenir qu'en matière de complémentarité, les effets d'une politique budgétaire expansionniste sont profitables à la croissance économique dans l'UEMOA, si cette politique est mise en place deux années auparavant, et si elle est accompagnée d'une politique monétaire l'année suivante. Les autorités en charge des différentes politiques au sein de l'union devraient tenir compte des décalages temporels dans la mise en œuvre de leurs politiques.

Les résultats montrent que les prix ont une faible influence sur la masse monétaire. Par contre, la politique monétaire a une mémoire, tout comme la politique budgétaire. L'analyse des réponses impulsionnelles montre qu'avec un choc d'offre, les États auront tendance à augmenter leurs dépenses publiques, ce qui va conduire à une inflation et susciter une hausse de la demande de monnaie. Concernant les dépenses publiques, le même constat est fait quand il s'agit d'un choc monétaire, en revanche les prix réagissent faiblement dans ce cas. En termes de coordination des politiques, un choc à la hausse du ratio du solde budgétaire de base contraint les autorités monétaires à réduire la masse de monnaie au sein de l'union, ce qui conduit au ralentissement de l'activité économique.

Références bibliographiques

- [1] Ahmed R., J. Aizenman and Y. Jinjarak, (2019), "Inflation and Exchange Rate Targeting Challenges Under Fiscal Dominance", NBER Working Paper, No. 25996, June 2019.
- [2] Aizenman, J., (1992), "Exchange Rate Flexibility, Volatility, and Domestic and Foreign Direct Investment", IMF Staff Papers, 39, issue 4, p. 890-922.
- [3] Aizenman, J. & Marion, N., (1993), "Policy Uncertainty, Persistence and Growth", Review of International Economics, 1, issue 2, p. 145-63.
- [4] Andersen, T., (2002), "Fiscal Stabilization Policy in a Monetary Union with Inflation Targeting", CEPR Discussion Paper, No. 3232, 2002.
- [5] Ary tanimoune, Nasser & Plane, Patrick. (2005), Performances et convergence des politiques économiques : La zone franc en Afrique de l'Ouest, CERDI, Working Papers.
- [6] Badarau-Semenescu, Cristina et Cheikh T. Ndiaye. (2010), « Politique économique et transmission des chocs dans la zone euro. » L'Actualité économique, volume 86, numéro 1, mars 2010, p. 35–77. <https://doi.org/10.7202/045554ar>
- [7] Beetsma R. & L. Bovenberg, , (1998), "Monetary Union without Fiscal Coordination may Discipline Policymakers", Journal of International Economics, 17.
- [8] Beetsma, R., & H. Jensen, (2005), "Monetary and fiscal policy interactions in a Micro Founded Model of a Monetary Union", Journal of International Economics, 67, 320-352.
- [9] Bernanke, B.S., & Mihov, I., (1998), "Measuring monetary policy", Quarterly Journal of Economics 113 (3), 869–902.
- [10] Bianchi, F., & Melosi, L. (2019), "The dire effects of the lack of monetary and fiscal coordination", Journal of Monetary Economics, 104, 1-22.
- [11] Buti M., Roeger W., & Jan In't Veld., (2001) "Stabilizing output and inflation: policy conflicts and coordination under a stability pact", JCMS: Journal of Common Market Studies.
- [12] Cooper, R. & H. Kempf, (2000), "Designing Stabilization Policy in a Monetary Union, NBER Working Paper, No. 7607.
- [13] Creel, J. & Sterdyniak, H. (2001). La théorie budgétaire du niveau des prix, un bilan critique. Revue d'économie politique, 6(6), 909-939. <https://doi.org/10.3917/redp.116.0909>

- [14] Dixit, A. & Lambertini, L., (2000), "Symbiosis of Monetary and Fiscal Policies in a Monetary Union", Working Paper, Princeton and UCLA, March 2000.
- [15] Ferrero A., (2005), Fiscal and Monetary Rules for a Currency Union, Macroeconomics 0508020, University Library of Munich, Germany.
- [16] Fratianni, Michele & von Hagen, Juergen, (2001) "The Konstanz Seminar on monetary theory and policy at 30", European Journal of Political Economy, 17, issue 3, p. 641-664.
- [17] Gali, J., & Monacelli, T., (2008), "Optimal monetary and fiscal policy in a currency union", Journal of International Economics, 76, issue 1, p. 116-132.
- [18] Giavazzi, F., & M. Pagano, (1990) "Can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of two small european countries", in Blanchard, O. J.; Fischer, S. (eds.), NBER Macroeconomics Annual, MIT Press, p. 75-110.
- [19] Gonzalez-Astudillo, M (2018), "Identifying the Stance of Monetary Policy at the Zero Lower Bound: A Markov-Switching Estimation Exploiting Monetary-Fiscal Policy Interdependence", Journal of Money, Credit and Banking, 50(1), 115-154.
- [20] Gordon, D. & Leeper, E., (1994), "The dynamic impacts of monetary policy: an exercise in tentative identification", Journal of Political Economy 102(6): 1228–47.
- [21] Hitaj, Ermal, and Kursat Onder, (2013), "Fiscal Discipline in WAEMU: Rules, Institutions, and Markets", IMF Working Paper 13/216, Washington, D.C.
- [22] IMF, (2021), "Modernizing the monetary policy framework and its transmission in the WAEMU", Washington, D.C.
- [23] Kireyev, Alexei, (2016), "Building Integrated Economies in West Africa: Lessons in Managing Growth, Inclusiveness, and Volatility", Washington, D.C.
- [24] Kone, S., (2000), « L'impact des politiques monétaires et budgétaires sur la croissance économique dans les pays de l'UEMOA », Revue d'Etudes Et Recherches N°509, décembre, p. 3.
- [25] Leeper, E. M., & T. Zha, (2003), "Modest policy interventions", Journal of Monetary Economics, 50(8), 1673-1700.
- [26] Litterman, R.B., (1986), "Forecasting With Bayesian Vector Autoregressions-Five Years of Experience", Journal of Business & Economic Statistics 4, 25-38.

- [27] Mélitz, J., (1997), "Some Cross-country Evidence about Debt, Deficits, and the Behaviour of Monetary and Fiscal Authorities", CEPR Discussion Paper, No. 1653.
- [28] Mélitz, J., (2000) "Some Cross-Country Evidence about Fiscal Policy Behaviour and Consequences for EMU".
- [29] Muscatelli, A., Tirelli, P., & Trecroci, C., (2002b), The interaction of fiscal and monetary policies: Some evidence using structural models, University of Glasgow, Manuscript,.
- [30] Ndiaye Ch. T., Konte M. A. (2012), « Politiques macroéconomiques et stabilisation des chocs dans la zone UEMOA », fhalshs-00830595f.
- [31] Nubukpo, Kako., (2012), « Le policy mix de la zone UEMOA : leçons d'hier, réflexions pour demain », Revue Tiers Monde, vol. 212, no. 4, pp. 137-152.
- [32] Slepov, V. A., Burlachkov, V. K., Danko, T. P., Kosov, M. E., Volkov, I. I., Ivolgina, N. V., & Sekerin, V. D. (2017), "Model for integrating monetary and fiscal policies to stimulate economic growth and sustainable debt dynamics".
- [33] Sims, C. A., (1986), "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis", Quarterly Review of the Federal Reserve Bank of Minneapolis, Winter, 2-16.
- [34] Sims, C. A., & Zha, T., (1998), "Bayesian methods for dynamic multivariate models", International Economic Review, Vol. 39, No. 4, Symposium on Forecasting and Empirical Methods in Macroeconomics and Finance, pp. 949-968
- [35] Sims, C., & T. Zha, (2006), "Does monetary policy generate recessions? Macroeconomic Dynamics", 10 (2), 231-272.
- [36] Sira, S. F., (2010.), Analyse de l'interaction des politiques budgétaire et monétaire au sein de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine, Université de Rennes 1, Novembre 2010.
- [37] Uhlig, H., (2002), "One Money, But Many Fiscal Policies in Europe: What Are the Consequences?" CEPR Discussion Paper no. 3296.
- [38] Villieu Patrick, (2000). "Élargissement de l'Union monétaire et coordination des politiques budgétaires : un point de vue," Annals of Economics and Statistics, GENES, issue 59, pages 137-163.
- [39] Waggoner, D. F., & Zha, T., (2003), "A Gibbs sampler for structural vector autoregressions", Journal of Economic Dynamics & Control 28, 349–366.
- [40] Wyplosz, C., (1999), "Economic Policy Coordination in EMU: Strategies and Institutions", ZEI Policy paper B11.

Annexes

Tests de stationnarité des variables

- **DIPC**

Null Hypothesis: D_IPC has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.698720	0.0023
Test critical values:		
1% level	-4.161144	
5% level	-3.506374	
10% level	-3.183002	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Phillips-Perron Test Equation

Sample (adjusted): 1971 2018

Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_IPC(-1)	-0.664401	0.135857	-4.890439	0.0000
C	6.665074	2.092371	3.185417	0.0026
@TREND("1970")	-0.139653	0.064546	-2.163632	0.0358

La tendance est significative et le test de présence de racine unitaire de Philipps-Perron conduit à rejeter l'hypothèse nulle. DIPC est par conséquent stationnaire à niveau.

- **M2**

Null Hypothesis: M2 has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	1.612832	0.9723
Test critical values:		
1% level	-2.614029	
5% level	-1.947816	
10% level	-1.612492	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(M2)

Sample (adjusted): 1971 2018

Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
M2(-1)	0.018035	0.007893	2.285033	0.0269

On ne peut rejeter l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire. M2 n'est pas stationnaire à niveau. Nous procédons au calcul de sa différence première, puis au test de Phillips-Perron.

Null Hypothesis: D(M2) has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.942959	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.615093	
5% level	-1.947975	
10% level	-1.612408	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(M2,2)

Sample (adjusted): 1972 2018

Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(M2(-1))	-0.687976	0.140710	-4.889326	0.0000

Au vu du tableau précédent, la différence première de la masse monétaire est stationnaire. En conclusion M2 est I(1).

- **Taux de croissance du PIB réel (PIB)**

Null Hypothesis: PIB has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.231527	0.0005
Test critical values:		
1% level	-4.161144	
5% level	-3.506374	
10% level	-3.183002	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(PIB)

Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB(-1)	-0.705979	0.135452	-5.212028	0.0000
C	1.298364	0.876532	1.481251	0.1455
@TREND("1970")	0.043419	0.028636	1.516230	0.1365

Le taux de croissance réel est stationnaire à niveau.

- **SBB**

Null Hypothesis: SBB has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.202876	0.0005
Test critical values:		
1% level	-4.161144	
5% level	-3.506374	
10% level	-3.183002	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(SBB)

Sample (adjusted): 1971 2018

Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SBB(-1)	-0.743644	0.146497	-5.076157	0.0000
C	0.160084	0.273421	0.585484	0.5611
@TREND("1970")	-0.038248	0.011843	-3.229699	0.0023

SBB est stationnaire à niveau.

- **Sélection du nombre de lags**

Tableau 4 : Sélection du nombre de lags optimal

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	-377.4592	NA	688.8434	17.88451	18.53330*	18.12511
2	-354.9582	36.81977*	520.0138*	17.58901	18.88660	18.07022*
3	-338.6211	23.76305	533.1614	17.57369*	19.52008	18.29550
4	-332.3402	7.993905	900.9274	18.01546	20.61065	18.97788

* indique le nombre de lags sélectionné par le critère

LR : statistique séquentielle modifiée du test LR (chaque test à un niveau de 5%)

FPE : Erreur de prédiction finale

AIC : Critère d'information Akaike

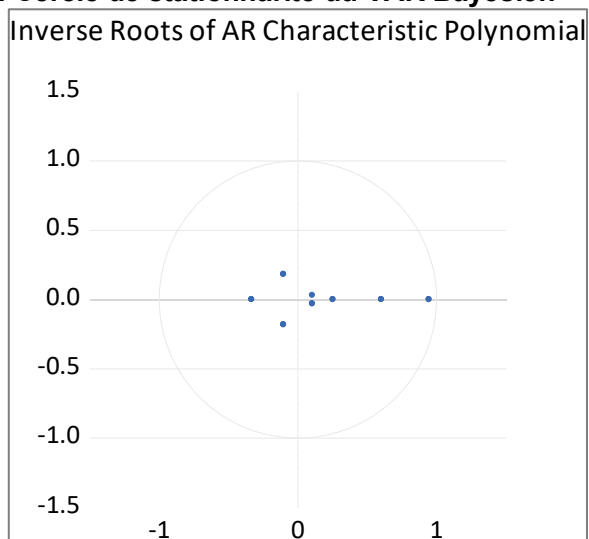
SC : critère d'information Schwarz

HQ : Critère d'information Hannan-Quinn

Source : Calculs de l'auteur

- **Stationnarité du VAR Bayésien**

Graphique 6 : Cercle de stationnarité du VAR Bayésien



Source : Calculs de l'auteur

Toutes les valeurs du polynôme caractéristique sont à l'intérieur du cercle. Le VAR est donc stationnaire.

- **Tableaux de décomposition de variance**

- Décomposition de variance PIB

Périodes	Ecart-type	PIB	DM2	SBB	DIPC
1	2,331	100	0	0	0
2	2,680	82,585	11,584	0,751	5,080
3	2,898	73,066	12,713	4,645	9,577
4	3,074	66,973	13,247	7,710	12,071
5	3,217	62,649	13,568	10,511	13,272
6	3,337	59,416	13,736	12,888	13,960
7	3,440	56,909	13,832	14,902	14,358
8	3,529	54,910	13,891	16,591	14,608
9	3,607	53,286	13,928	18,012	14,774
10	3,675	51,947	13,954	19,208	14,891

Source : Calculs de l'auteur

- Décomposition de variance DIPC

Périodes	Ecart-type	PIB	DM2	SBB	DIPC
1	6,090	0,259	0,476	2,744	96,521
2	6,754	0,522	1,785	2,306	95,387
3	7,049	0,891	2,753	2,136	94,220
4	7,177	1,256	3,287	2,148	93,309
5	7,256	1,543	3,644	2,304	92,509
6	7,312	1,771	3,883	2,588	91,758
7	7,357	1,957	4,055	2,926	91,062
8	7,395	2,111	4,187	3,282	90,421
9	7,427	2,241	4,292	3,629	89,838
10	7,456	2,354	4,378	3,955	89,313

Source : Calculs de l'auteur