

REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE

RIELF 2024, Vol. 9, N°1

Association Internationale
des Economistes de Langue Française



avec la collaboration de



UNIVERSITÉ DES SCIENCES
ÉCONOMIQUES ET DE GESTION
DE POZNAŃ

l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań



L'Université Bernardo O'Higgins - Chili

Rédacteur en chef

Krzysztof MALAGA, USEGP, Pologne

Rédactrice adjointe

Małgorzata MACUDA, USEGP, Pologne

Secrétaire de rédaction

Dorota CZYŻEWSKA-MISZTAL, USEGP, Pologne

Comité éditorial

Akoété Ega AGBODJI, Togo
Wissem AJILI BEN YOUSSEF, France
Alastaire ALINSATO, Bénin
Loubna ALSAGIHR OUEIDAT, Liban
Camille BAULANT, France
Matouk BELATTAF, Algérie
Francis BISMANS, France, Belgique
Horst BREZINSKI, Allemagne
Abdelaziz CHERABI, Algérie
Bernard COUPEZ, France
Jean-Jacques EKOMIE, Gabon
Jules Roger FEUDJO, Cameroun
Camelia FRATILA, Roumanie
Ewa FRĄCKIEWICZ, Pologne
Rosette GHOSSOUB SAYEGH, Liban
Marian GORYNIA, Pologne
Driss GUERRAOUI, Maroc
Juliana HADJITCHONEVA, Bulgarie
Vidal IBARRA-PUIG, Mexique
Nafii IBENRISSOUL, Maroc
Soumaïla Mouleye ISSOUFOU, Mali

Michel LELART, France
Laura MARCU, Roumanie
Tsvetelina MARINOVA, Bulgarie
Boniface MBIH, France
Mbodja MOUGOUE, États-Unis
Francisco OCARANZA, Chili
Thierry PAIRAULT, France
Jacques POISAT, France
Carlos QUENAN, France
Marek RATAJCZAK, Pologne
Alain REDSLOB, France
Jeannette ROGOWSKI, États-Unis
Paul ROSELE CHIM, France
Claudio RUFF ESCOBAR, Chili
Alain SAFA, France
Baiba ŠAVRIŅA, Lettonie
Piotr STANEK, Pologne
Abdou THIAO, Sénégal
Roger TSAFACK NANFOSSO, Cameroun
François VAILLANCOURT, Canada
Isabel VEGA MOCOROA, Espagne

Bureau de rédaction

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 2024

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
Kwami Ossadzifo WONRYA, Honoré TENAKOUA, Braïma Luís SOARES CASSAMA Commerce des services et inégalités des revenus en Afrique	9
Dramane ABDOULAYE Corruption, droits de propriété et croissance économique en Afrique subsaharienne	32
Charlemagne B. IGUE, Yves ESSEHOU Dynamique et déterminants de la productivité totale du travail dans les pays d’Afrique subsaharienne	54
Owodon AFO-LOKO Investissement Direct Étranger, transition énergétique et dégradation de l’environnement : évidence des pays d’Afrique subsaharienne	84
Franck Mondesir TSASSA MBOUAYILA, Prudence Love Angèle MOUAKASSA Politique monétaire et stabilité macroéconomique dans la Communauté Économique et Monétaire de l’Afrique Centrale	102
Ousmane AMADOU Dépenses totales de santé versus dépenses publiques de santé et résultats de santé en Afrique de l’Ouest	128
Ousmane MARIKO, Mohamed NIARÉ Analyse macro-économétrique du chômage dans les pays de l’UEMOA	154
Georges Bertrand TAMOKWÉ PIAPTIE, Fayllonne Marina PIAME NJANPOU Écart salarial femmes-hommes sur le marché du travail au Cameroun : Plafond de verre ou plancher collant ?	174
Eric ALLARA NGABA, Michèle Estelle NDONOU TCHOUMDOP, Hamadoum TAMBOURA Effet de l’autonomisation de la femme sur la violence conjugale au Tchad à partir de données EDS-MICS, 2014–2015	192

Yaovi TOSSOU

Analyse de la décomposition des inégalités dans l'utilisation des soins de santé maternelle au Togo..... 212

Moustapha ALADJI

L'Europe en Amérique du Sud : Comprendre l'immigration en Guyane française 232

Małgorzata MACUDA, Stefan ZDRAVKOVIĆ

Les applications et les défis de ChatGPT en comptabilité : Une revue de la littérature 252

AVANT-PROPOS

Le numéro 1/2024 de la RIELF, que nous avons l'honneur de présenter aux lecteurs, est composé de 12 articles rédigés par 21 auteurs issus de 11 pays : Bénin, Burkina Faso, Cameroun, France, Mali, Niger, Pologne, République du Congo, Serbie, Tchad et Togo.

Kwami Ossadzifo WONRYA, Honoré TENAKOUA et Braïma Louis SOARES CASSAMA en article *Commerce des services et inégalités des revenus en Afrique* analysent les effets du commerce des services sur les inégalités de revenu en Afrique. Les données de panel de 46 pays africains ont été estimées à l'aide l'estimateur des moindres carrés avec les variables muettes corrigées (Least Square Dummy Variable Corrected, LSDVC). Les résultats des estimations révèlent une relation inverse et significative entre le commerce des services et les inégalités de revenus en Afrique. Ce papier comble le gap qui existe dans la littérature économique quant à la mesure des effets du commerce des services dont l'importance n'est révélée qu'avec les négociations du cycle d'Uruguay avec la création de l'Organisation Mondiale du Commerce (OMC) en janvier 1995.

Dramane ABDOULAYE dans l'article *Corruption, droits de propriété et croissance économique en Afrique subsaharienne* examine la relation entre la corruption, les droits de propriété et la croissance économique dans les pays d'Afrique subsaharienne. Le modèle utilisé dans ce travail est inspiré par Aziz et Asadullah (2016) et Walid et Kais (2019), dont la base théorique est la fonction de production Cobb-Douglas, qui comprend deux composantes majeures, à savoir le travail et le capital et d'autres facteurs institutionnels. Ainsi, l'analyse de l'interaction entre les droits de propriété, la corruption et la croissance économique est effectuée à l'aide d'un modèle VAR en panel. L'auteur montre que la corruption a un effet positif sur la croissance économique alors que la croissance économique n'a aucun effet sur la corruption. Les droits de propriété favorisent la croissance économique tandis que la croissance économique ne contribue pas à protéger les droits de propriété. La corruption a un effet négatif sur les droits de propriété tandis que les droits de propriété n'ont pas d'effet sur la corruption. L'originalité réside dans l'analyse du rôle ambigu de la corruption en lien avec les droits de la propriété, et la croissance économique à l'échelle de nombreux pays africains.

Charlemagne B. IGUE et Yves ESSEHOU dans l'article *Dynamique et déterminants de la productivité totale du travail dans les pays d'Afrique subsaharienne* analysent d'une part la dynamique de la productivité totale du travail mais d'autre

part, examinent les déterminants de cette dernière en Afrique subsaharienne. A partir de la méthode de décomposition totale du travail et d'un modèle VECM couvrant la période 1995–2019, les résultats indiquent que les changements structurels, ont favorablement contribué (39,54%) à la croissance de la productivité totale du travail en ASS tandis que la productivité intra sectorielle a quant à elle ralenti la croissance de cette dernière (–48,12%). L'analyse sectorielle révèle une contribution négative pour l'agriculture ; positive pour le secteur manufacturier tandis que le secteur des services apparaît avec une contribution de 55,5% pour les changements structurels contre un apport négatif de la productivité intra sectorielle (–40,9%). Par ailleurs, les résultats du modèle VECM montrent que le taux brut de scolarisation secondaire, les technologies de l'information et de la communication, la stabilité politique et le contrôle de corruption favorisent significativement la productivité totale du travail en ASS.

Owodon AFO-LOKO dans le papier *Investissement Direct Étranger, transition énergétique et dégradation de l'environnement : Évidence des pays d'Afrique subsaharienne* examine la relation entre les investissements directs étrangers (IDE), la transition énergétique et la pollution de l'environnement en Afrique subsaharienne sur la période 1985 à 2020. Diverses approches économétriques ont été utilisées afin d'obtenir des résultats robustes. Le test de dépendance transversale a été effectué et les résultats ont confirmé la présence d'une dépendance transversale entre les variables, ce qui a permis l'utilisation du test de racine unitaire de seconde génération. L'analyse a été réalisée à l'aide de la méthode de Driscoll et Kraay, qui permet de traiter l'endogénéité, l'autocorrélation et l'hétéroscédasticité. Les résultats montrent que l'hypothèse « pollution haven » est confirmée et que l'utilisation des énergies renouvelables qui mesure la transition énergétique diminue la pollution environnementale. Aussi l'effet couplé des investissements directs à l'étranger et les énergies renouvelables minimise la pollution de l'environnement. La densité de la population, le commerce et le produit intérieur brut augmente la pollution de l'environnement. Cet article contribue à la littérature existante sur l'analyse de la relation entre investissement direct à l'étranger et la pollution de l'environnement ou énergies renouvelables et pollution de l'environnement en portant un regard particulier sur l'effet couplé de l'investissement direct à l'étranger et l'usage des énergies renouvelables sur la qualité de l'environnement. L'auteur suggère que d'amples efforts devraient être faits afin d'augmenter le taux d'investissement direct étranger dans les pays d'Afrique subsaharienne, en particulier l'attrait des technologies vertes qui peuvent aider à produire davantage d'énergies renouvelables.

Franck Mondesir TSASSA MBOUAYILA et **Prudence Love Angèle MOUKASSA** dans l'article *Politique monétaire et stabilité macroéconomique dans la Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale* montrent que la stabilité macroéconomique est assurée par la politique monétaire dans la Zone CEMAC. Son cadre théorique s'inscrit dans la nouvelle école keynésienne. Empiriquement, le

modèle VAR structurel est utilisé sur la période 1980-2019. Les résultats montrent qu'à l'exception du Tchad, la politique monétaire a permis de stabiliser les chocs symétriques et joue un rôle essentiel dans la transmission des chocs asymétriques. La raison tient à des différentiels d'inflation persistants entre les pays membres de la CEMAC, qui ont dérégulé les fonctions contra-cycliques de la politique menée par la BEAC dans les années 1980. D'après les auteurs la politique monétaire menée par la BEAC stabilise aussi bien l'activité que les prix et les chocs asymétriques.

Ousmane AMADOU dans le papier *Dépenses totales de santé versus dépenses publiques de santé et résultats de santé en Afrique de l'Ouest* fait une tentative d'établir un lien entre les dépenses totales de santé par habitant, les dépenses publiques de santé et deux résultats pour la santé à savoir la mortalité infantile et la mortalité des moins de cinq ans. Cette relation est examinée à l'aide des données de 15 pays de l'espace CEDEAO plus la Mauritanie entre 1995 et 2014. Des spécifications en panel ; en MCO robuste et à effets fixes ont été utilisées pour le besoin de la robustesse et la prise en compte de la spécificité pays. Les résultats montrent que les dépenses de santé ont un effet statistiquement significatif sur la mortalité infantile et la mortalité des moins de cinq ans. La magnitude des estimations d'élasticité est en accord avec celles rapportées dans la plupart des études. Pour les pays de l'Afrique de l'Ouest, les résultats impliquent que les dépenses totales de santé (ainsi que la composante publique) contribuent certainement de manière importante à la réduction de la mortalité infantile et de la mortalité des enfants de moins de cinq ans. Ces résultats ont des implications importantes pour la réalisation des Objectifs du Développement Durable (ODD).

Ousmane MARIKO et **Mohamed NIARÉ** dans l'article *Analyse macro-économétrique du chômage dans les pays de l'UEMOA* évaluent les déterminants macroéconomiques du chômage dans les pays de l'UEMOA, en mettant un accent particulier sur les chocs pluviométriques. L'utilisation des données sous régionales requiert de vérifier si les séries temporelles ne sont pas corrélées simultanément. Dans cette optique, ils ont utilisé le test de Breusch-Pagan (1980) pour détecter une possible corrélation des erreurs. Sur la base de ce résultat, ils ont respectivement utilisé le test de racine unitaire de deuxième génération de Pesaran (2007) et le test de cointégration de Westerlund (2007), qui sont robustes à l'interdépendance individuelle. Enfin, ils ont estimé l'équation de long terme du chômage à l'aide de la technique DOLS pour corriger les éventuels problèmes d'endogénéité. Les données utilisées dans la présente étude couvrent la période 1991-2020 et proviennent de différentes sources : World Development Indicators, Worldwide Governance Indicators, et Global Climate Data-Université of Delaware covering. Ils ressortent de l'analyse empirique que les chocs pluviométriques, l'ouverture commerciale et le contrôle de la corruption exacerbent le chômage, alors que la croissance du PIB contribue à le résorber. En revanche, l'inflation, les TIC et le développement financier se sont révélés non significatifs.

Georges Bertrand TAMOKWÉ PIAPTIE et **Fayllonne Marina PIAME NJAN-POU** dans le papier *Écart salarial femmes-hommes sur le marché du travail au Cameroun : Plafond de verre ou plancher collant ?* vérifient si les sources des inégalités salariales entre les femmes et les hommes sur le marché du travail au Cameroun résultent de l'existence d'un plafond de verre et/ou d'un plancher collant. La méthode retenue est celle des régressions quantiles complétées par la technique de décomposition quantile. Les résultats obtenus soutiennent l'existence d'un plancher collant et recusent celle d'un plafond de verre. Ils montrent que les inégalités hommes / femmes de salaires décroissent au fur et à mesure que l'on s'élève le long de la distribution des salaires. Au sommet de la distribution, l'écart salarial au détriment des femmes trouve principalement sa source dans les différences de caractéristiques individuelles observables, alors qu'au bas de la distribution, cet écart est davantage dû à des facteurs exogènes à ces caractéristiques observables. Les auteurs affirment que leur article met en évidence le fait que, sur le marché du travail au Cameroun, le niveau de discrimination au détriment des femmes est une fonction décroissante des quintiles salariaux. Ce qui est à la fois un résultat original et de prime abord paradoxal dans la mesure où on se serait attendu à ce que d'éventuelles discriminations soient plus prégnantes au niveau des emplois les mieux rémunérés. Ainsi, les femmes du Cameroun devraient viser à concourir pour des emplois hautement rémunérés dans la mesure où elles y sont moins exposées au risque de discrimination.

Eric ALLARA NGABA, Michèle Estelle NDONOU TCHOUMDOP et **Hamadou TAMBOURA** dans le papier *Effet de l'autonomisation de la femme sur la violence conjugale au Tchad à partir de données EDS-MICS, 2014–2015* étudient l'effet de l'autonomisation de la femme sur la violence conjugale au Tchad. Le modèle probit binaire est utilisé pour analyser l'effet de l'autonomisation dans ses différentes dimensions mais aussi globalement. Les analyses se sont basées sur des données d'enquêtes démographiques de santé et à indicateurs multiples collectées par INSEED entre 2014–2015. Les auteurs montrent que l'autonomisation de la femme affecte positivement la violence conjugale au Tchad. Une femme exprimant son désaccord face à la violence, participant au processus de prise de décision au sein du ménage, ayant l'autonomie économique et l'indépendance sociale, a 4,01% et 10,4% de chances supplémentaires de subir de violence conjugale respectivement pour un niveau d'autonomie moyen et élevé par rapport à un niveau d'autonomie faible. Il faudrait donc renforcer la sensibilisation pour que le processus d'autonomisation des femmes profite à la société Tchadienne. L'étude contribue de manière significative à la littérature à travers cette première tentative empirique de compréhension de l'effet de l'autonomisation de la femme sur la violence conjugale au Tchad en tenant compte de diverses dimensions de l'autonomisation. Elle décompose la violence conjugale en plusieurs formes et adopte l'approche des quartiles en regroupant les facteurs par dimension afin d'établir

le niveau d'autonomisation de la femme avant leurs liaisons avec les différentes formes de la violence conjugale.

Yaovi TOSSOU dans son article *Analyse de la décomposition des inégalités dans l'utilisation des soins de santé maternelle au Togo* examine l'inégalité dans l'utilisation des soins de santé maternelle au Togo. En se servant de la décomposition de l'indice de concentration, de la courbe de concentration et des données de l'enquête démographique de santé de 2013 (EDST-III) au Togo, les résultats révèlent que l'âge, le niveau d'éducation, la profession de la femme et le lieu de résidence sont les déterminants de l'utilisation des services de santé maternelle. Ainsi, les groupes d'âge de 15–20 ans et de 31–49 ans contribuent faiblement aux inégalités dans les besoins de services de santé, respectivement de $-0,024$ et de $-0,022$ chez les femmes. D'après l'auteur ces résultats suggèrent qu'il est nécessaire d'encourager des politiques essentielles visant à améliorer le niveau d'éducation des femmes et de l'indice de richesse afin de réduire le risque d'inégalité dans l'utilisation des soins de santé maternelle au Togo.

Moustapha ALADJI dans son article *L'Europe en Amérique du Sud : Comprendre l'immigration en Guyane française* analyse les causes de l'immigration en Guyane, étudie les politiques publiques qui y sont liées et dévalue les moyens d'accueil et d'accompagnement des migrants. Il cherche aussi à souligner les disparités d'efficacité de ces dispositifs entre le niveau national et la réalité locale guyanaise. Il a réalisé une analyse descriptive associée à des tests statistiques, tels que le Chi-deux (χ^2), afin d'analyser les liens entre différentes variables économiques et sociales liées aux migrants. Grâce à cette méthode, il est possible d'analyser l'influence des mesures d'accompagnement sur l'intégration des migrants en Guyane. D'après l'auteur les résultats montrent que même si les mesures d'accompagnement mises en œuvre par l'État sont généralement efficaces à l'échelle nationale, elles ne satisfont pas pleinement aux besoins particuliers des migrants en Guyane. Les politiques nationales et les réalités locales sont en décalage, ce qui empêche l'intégration des migrants dans le tissu économique et social guyanais. Cette étude présente une vision originale des défis de l'immigration en Guyane, souvent négligés dans les analyses nationales. Il est souligné que les politiques migratoires et les dispositifs d'accueil doivent être adaptés aux particularités locales afin d'améliorer l'intégration des migrants. L'auteur suggère des idées pour améliorer la conformité des politiques publiques aux spécificités de la Guyane française.

Małgorzata MACUDA et **Stefan ZDRAVKOVIĆ** dans le papier *Les applications et les défis de ChatGPT en comptabilité : Une revue de la littérature* identifient les publications concernant ChatGPT dans le domaine de la comptabilité publiées depuis le lancement de ChatGPT jusqu'à présent (mai 2024) afin d'avoir une image approximative de la popularité du concept en tant que sujets d'études de recherche. Une analyse du contenu des bases de données Scopus et Web of Science Scholar a démontré un intérêt croissant parmi les chercheurs scientifiques pour IA

et ChatGPT, notamment depuis le lancement de la version ChatGPT-3.5 le 30 novembre 2022. 15 articles publiés en 2023 et 2024 relatifs à l'utilisation de ChatGPT en comptabilité ont été examinés. Une méthodologie de recherche descriptive, comprenant une revue de la littérature, a été appliquée afin d'atteindre l'objectif déclaré. Les résultats indiquent la tendance croissante parmi les académiciens quant à la recherche des possibilités de l'utilisation de ChatGPT dans l'éducation de la comptabilité et un grand intérêt parmi les praticiens lié à l'application des nouvelles technologies d'AI dans la comptabilité financière et l'audit (au sein des cabinets comptables), le reporting ESG et aussi la comptabilité de gestion. L'article contribue à la littérature croissante concernant l'utilisation de ChatGPT en comptabilité, constituant une synthèse des articles qui ont été publiés dans Scopus et Web of Sciences sur ce sujet depuis juin 2018.

Krzysztof Malaga

POLITIQUE MONÉTAIRE ET STABILITÉ MACROÉCONOMIQUE DANS LA COMMUNAUTÉ ÉCONOMIQUE ET MONÉTAIRE DE L'AFRIQUE CENTRALE

Monetary policy and macroeconomic stability in the Central African Economic and Monetary Community

Franck Mondesir TSASSA MBOUAYILA¹

Université Marien Ngouabi Brazzaville-Congo
Faculté des Sciences Économiques
fmtsassa@yahoo.fr
<https://orcid.org/0000-0002-4863-3224>

Prudence Love Angèle MOUAKASSA²

Université Marien Ngouabi Brazzaville-Congo
Faculté des Sciences Économiques
mouakassalov@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0002-9434-8811>

Abstract

Purpose : This article aims to show that macroeconomic stability is ensured by monetary policy in the Central African Economic and Monetary Community.

Design/methodology/approach : The theoretical framework is part of the new Keynesian school. Empirically, the structural VAR model is used over the period 1980–2019.

Findings : macroeconomic stability is ensured by monetary policy in most CEMAC countries. Demand shocks negatively impact GDP in Cameroon, CAR, Congo, Chad and Gabon. On the other hand, they have a positive impact on Equatorial Guinea. Supply shocks positively influence CAR, Congo, Chad, Gabon and Equatorial Guinea; while in Cameroon these have a negative effect. However, monetary policy shocks have a very significant impact in Cameroon, CAR, Gabon, Equatorial Guinea and less significant in Congo and Chad. For their part, financial shocks have a positive influence on Congo and Chad; while in Cameroon, CAR and Gabon these shocks have a negative influence. Liquidity shocks

¹ BP : 69, Brazzaville-Congo.

² BP : 69, Brazzaville-Congo.

have a negative impact in Congo and Chad; but in Cameroon, CAR, Gabon and Guinea positive effects are recorded. Our results confirm the importance of a strict monetary policy as a useful instrument for stabilizing the economy.

Originality/value : Its originality, compared to the existing literature, lies in its methodological approach and in the contextualization of the theory of the new Keynesian economy in the case of a monetary union whose level of activity is dependent on oil.

Keywords : monetary policy, macroeconomic stability, economic growth.

Résumé

Objectif : Cet article vise à montrer que la stabilité macroéconomique est assurée par la politique monétaire dans la Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale.

Conception/méthodologie/approche : le cadre théorique s'inscrit dans la nouvelle école keynésienne. Empiriquement, le modèle VAR structurel est utilisé sur la période 1980–2019.

Résultats : la stabilité macroéconomique est assurée par la politique monétaire dans la plupart des pays de la CEMAC. Les chocs de demande impactent négativement le PIB au Cameroun, en RCA, au Congo, au Tchad et au Gabon. En revanche, ils impactent positivement la Guinée équatoriale. Les chocs d'offre influencent positivement la RCA, le Congo, le Tchad, le Gabon et la Guinée équatoriale ; tandis qu'au Cameroun ces ont un effet négatif. Cependant, les chocs de politique monétaire ont un impact très significatif au Cameroun, en RCA, au Gabon, en Guinée équatoriale et moins significatif au Congo et au Tchad. De leur côté, les chocs financiers influencent positivement le Congo et le Tchad ; tandis qu'au Cameroun, en RCA et au Gabon ces chocs ont une influence négative. Les chocs de liquidités ont un impact négatif au Congo et au Tchad ; mais au Cameroun, en RCA, au Gabon et en Guinée on enregistre des effets positifs. Nos résultats confirment l'importance d'une politique monétaire stricte comme instrument utile à la stabilisation de la conjoncture.

Originalité/valeur : Son originalité, par rapport à la littérature existante, se situe dans son approche méthodologique et dans la contextualisation de la théorie de la nouvelle économie keynésienne dans le cas d'une union monétaire, dont le niveau d'activité est tributaire du pétrole.

Mots-clés : politique monétaire, stabilité macroéconomique, croissance économique.

JEL classification : C32, E51, E52, F31, P24.

Introduction

La stabilisation macroéconomique, qui fait l'objet de cette étude, peut être définie comme étant le maintien de l'économie sur un sentier de croissance potentielle (Gaffard, 2014). Elle apparaît alors comme un objectif de la politique économique qui peut être atteint en mobilisant divers instruments : la politique monétaire, la politique budgétaire et la politique de change. Compte tenu de l'intérêt porté à la

nouvelle approche keynésienne, la politique monétaire est devenue l'instrument le plus étudié, en rapport avec la préoccupation de stabilisation macroéconomique.

Cette approche distingue deux composantes dans la stabilisation macroéconomique : la stabilisation des prix et la stabilisation de la production ou de l'écart de production. Les données et les faits relevés sur les pays de la CEMAC montrent, que la politique monétaire commune menée dans cette zone a connu un succès incontestable dans la maîtrise de l'inflation. Rien qu'en 2018, un taux d'inflation de 1,1% au Cameroun, 2,1% au Tchad, 1,5% au Congo, 2,8% au Gabon et 0,6% en Guinée Équatoriale. Le seul pays à avoir enregistré un taux d'inflation important est la République centrafricaine (RCA), soit 3,9%. Dans la majorité des pays de la CEMAC, l'inflation en 2018 était inférieure à l'objectif fixé à 3% dans le pacte de stabilité et de croissance. La comparaison avec d'autres pays ou zones montre que la CEMAC enregistre une performance plus élevée en matière de lutte contre l'inflation. Les six pays de la CEMAC ont enregistré un taux moyen d'inflation de 1,6% en 2018. Ce taux est largement en deçà de 14,5% enregistré en Afrique de l'Est, de 12,8% en Afrique du nord, de 7,4% en Afrique australe et de 9,5% en Afrique de l'Ouest. De même, on note qu'en fin mars 2018, les écarts généraux des prix vis-à-vis des principaux partenaires commerciaux étaient favorables aux pays de la CEMAC : les États Unis d'Amérique (-1,0%), la France (-0,7%), la zone euro (-0,3%) et le Nigéria (-12,3%). Le seul écart défavorable est enregistré avec l'Union économique et monétaire ouest-africaine (UEMOA) (+0,1%).

Ce contexte de relative maîtrise de l'inflation et de relative stabilité de l'écart de production observée au cours des années 2017 à 2019, dans l'ensemble des pays de la CEMAC, justifient l'intérêt que nous portons à cette étude. Il soulève, en effet, la question de savoir si on peut attribuer à la politique monétaire mise en œuvre, ces dernières années dans la CEMAC, la stabilité macroéconomique constatée.

L'intérêt de ce travail n'est pas seulement empirique, il est aussi théorique. La question de savoir si la politique monétaire est un instrument de stabilisation macroéconomique, comme le pensent les keynésiens, ou un mauvais instrument, comme le soutiennent les monétaristes, n'a jamais fait l'objet d'un consensus dans la macroéconomie. Dans le contexte des pays de la CEMAC, cette question retrouve un regain d'intérêt dans la mesure où ces pays ont connu l'apparition d'importants déséquilibres économiques, depuis les années 2014–2015. Ces déséquilibres posent un problème de stabilisation de l'économie au moyen de la politique économique. Du point de vue théorique, la question de la stabilisation macroéconomique fait l'objet d'une controverse qui oppose les keynésiens et les nouveaux keynésiens, d'une part, et les néoclassiques, plus précisément les monétaristes, d'autre part. La question en débat est celle de savoir si la politique monétaire est ou non un instrument efficace de stabilisation macroéconomique. Pour les keynésiens, il n'y a aucun doute, la politique monétaire est capable de stabiliser l'économie, dans tous les cas, mieux que le marché qui ne dispose en lui-même d'aucun moyen

intrinsèque de stabilisation de l'économie. Les keynésiens partent de l'idée que la situation normale d'une économie est le déséquilibre ; ce qui appelle une intervention salutaire de l'État. La théorie de l'entonnoir commun de Mundell, à laquelle croient les keynésiens, montre que l'activité économique et les prix ont un canal commun, à savoir la demande globale. Il est donc possible via ce canal de stabiliser à la fois la production et les prix au moyen de la politique monétaire. Les nouveaux keynésiens sont d'accord avec les keynésiens sur le fait que la politique monétaire est un instrument efficace de stabilisation de l'économie. Ils ont apporté au débat un instrument intéressant : la règle dite de Taylor, qui sert de cadre pour étudier le comportement des autorités monétaires lorsqu'elles doivent stabiliser à la fois l'inflation et l'activité. Avec les nouveaux keynésiens, la stabilité des prix est étudiée en termes d'écart entre l'inflation observée et la cible d'inflation retenue par les autorités monétaires. Dans ces conditions, stabiliser l'inflation revient à faire en sorte que l'inflation observée soit la plus proche possible de la cible afin de casser les anticipations d'inflation.

Les monétaristes n'ont pas la même approche de la stabilisation que les keynésiens ; Ils pensent, comme tous les classiques, que l'économie de marché est intrinsèquement stable et qu'il ne se pose aucun problème de stabilisation de la production. La politique monétaire n'exerçant aucune influence sur les variables réelles, son seul objectif est de stabiliser les prix. Ceci explique pourquoi l'objectif de stabilité des prix doit, selon eux, être confié exclusivement à la Banque Centrale. La question de stabilisation macroéconomique ne doit porter que sur les prix. En réalité, pour les monétaristes, l'hypothèse de dichotomie rend impossible l'existence d'un lien quelconque entre prix et activité. Ce débat général génère une autre préoccupation : la politique monétaire stabilise-t-elle au mieux les prix ou l'activité ?

La réponse à cette question présente un grand intérêt pour les pays de la CEMAC où l'on constate, en général, que la politique monétaire réussit mieux dans la stabilisation des prix et la politique budgétaire pour la stabilité de l'activité. On présuppose qu'il y a, dans les pays de la CEMAC, une répartition des tâches dans la stabilisation macroéconomique entre la politique monétaire et la politique budgétaire : la politique monétaire pour la stabilisation de l'activité. Cette étude, en contribuant à donner des réponses à ces préoccupations, peut déboucher sur des propositions intéressantes, en vue du renfermement de l'intégration économique et financière en Afrique centrale. Son originalité, par rapport à la littérature existante, se situe dans son approche méthodologique et dans la contextualisation de la théorie de la nouvelle économie keynésienne dans les pays de la CEMAC. Le choix de ces pays, dans cette étude, est justifié par leur appartenance à une même zone monétaire impliquant, par conséquent, une politique monétaire commune. Il répond à l'idée d'analyser les effets différenciés de la politique monétaire commune sur les différents pays de la CEMAC. Le résultat principal montre que : (1) la stabilité macroéconomique est assurée par la politique monétaire dans la

plupart des pays de la CEMAC, à l'exception du Tchad. (2) les chocs de demande impactent négativement le taux de croissance au Cameroun, en RCA, au Congo, au Tchad et au Gabon ; ils impactent positivement la Guinée Équatoriale. (3) les chocs d'offre influencent positivement la RCA, le Congo, le Tchad, le Gabon et la Guinée Équatoriale ; tandis qu'au Cameroun elle a un effet négatif; On note que les chocs de politique monétaire ont un impact très significatif au Cameroun, en RCA, au Gabon, en Guinée équatoriale et moins significatif au Congo et au Tchad.

Le reste de l'article est organisé, à la suite de cette introduction, de la manière suivante : dans la première section, nous faisons l'analyse des faits stylisés. Dans la deuxième section, nous présentons une revue de la littérature en faisant ressortir les principaux résultats empiriques. Dans la troisième, nous présentons la méthodologie économique adoptée ainsi que les sources de données. Dans la quatrième, nous commentons les résultats obtenus et tirons des conclusions en matière de politique économique.

1. Faits stylisés

L'analyse des faits stylisés nous permet d'avoir une représentation simplifiée des résultats relatifs aux effets de la politique monétaire sur la stabilité macroéconomique. Dans cette partie, nous présentons l'évolution de la croissance du PIB par rapport au taux d'intérêt (cf. figure A1), d'une part, et l'évolution de l'inflation par rapport au taux d'intérêt (cf. figure A2), d'autre part.

L'analyse de la première figure montre une faible corrélation entre le taux de croissance du PIB et le taux d'intérêt dans l'ensemble des pays de la CEMAC, de 1980 à 1984. Lorsque le taux de croissance du PIB augmente, le taux d'intérêt a tendance à baisser pour le Cameroun, la RCA, le Congo et le Tchad ; alors qu'au Gabon et en Guinée Équatoriale, il apparaît une faible corrélation entre les deux variables. De 1985 à 1987, on remarque l'absence d'une corrélation entre le taux de croissance et le taux d'intérêt pour la RCA et le Congo ; tandis qu'elle est faible au Cameroun, au Gabon, au Tchad et en Guinée Équatoriale. Le graphique nous montre, en effet, qu'au cours de cette période, la hausse du taux de croissance a conduit à une baisse du taux d'intérêt. De 1988 à 1990, on remarque l'absence d'une corrélation entre les deux variables, mais avec un taux de croissance du PIB décroissant pour l'ensemble des pays de la CEMAC.

La période de 1980–1990 est marquée par une panique dans la zone d'émission de la Banque des États de l'Afrique centrale (BEAC), qui a été précédée par une période de tensions financières lorsque la liquidité a commencé à manquer sur les marchés et que l'on a assisté à un redressement de la courbe des taux aux États Unis. En effet, après les indépendances et l'appréciation des cours de matières premières,

les bénéfiques tirés du pétrole ont commencé à baisser du fait de contre-chocs pétroliers à partir des années 1985, marquant ainsi la fin de la phase d'euphorie, ce qui augurait un basculement de la sous-région. Les États Unis ont eu besoin de faire rentrer des capitaux, et ont donc favorisé la montée des taux d'intérêt sur leur territoire ; ce qui a poussé le cours du dollar US à la hausse.

La période de 1990 à 2000 se caractérise par, l'absence d'une corrélation entre le taux d'intérêt et le taux de croissance du PIB, mais avec une légère hausse du taux de croissance dans les pays de la CEMAC. Cela s'explique par l'impact de la nouvelle politique des taux d'intérêt de la BEAC opérée au terme des années 1990, qui a facilité une gestion plus flexible de la liquidité. Les pays de la CEMAC ont entrepris un certain nombre de réformes au début des années 1990, notamment en ce qui concerne les instruments de la politique monétaire, ainsi que la mise sur pied de la commission bancaire de l'Afrique centrale (COBAC) pour le contrôle des institutions de crédit. En effet, après 1990, la politique monétaire de la BEAC a connu des mutations profondes et repose depuis lors sur un objectif de stabilité monétaire. La BEAC a migré vers l'usage des instruments indirects, avec notamment une politique de taux harmonisée et plus souple, l'institution de la programmation monétaire destinée à identifier les besoins en liquidité par État (et non plus par banque) afin d'encourager la concurrence bancaire, l'usage des réserves obligatoires comme instrument de régulation de la liquidité, et surtout la mise en place d'un marché monétaire dès 1994, permettant un échange de liquidité entre les établissements de crédit d'une part, et entre ces derniers et la BEAC, d'autre part.

Concernant les réserves obligatoires dont le taux est différencié suivant le niveau de liquidité, les réformes des années quatre-vingt-dix ont certes permis à la sous-région d'éviter l'effondrement du système financier de la CEMAC pendant la crise des années 80. Mais, depuis le début des années 2000, on observe une surliquidité des établissements de crédits qui serait de nature à limiter l'efficacité des canaux de transmission et donc de la politique monétaire. De 2000 à 2010, de fortes densités sont perceptibles entre la croissance et le taux d'intérêt dans la plupart des pays de la CEMAC. Pendant cette période, les cours du pétrole étaient à la hausse, la zone a connu une expansion notable marquée par de forts taux de croissance. Cette période marque également une montée en puissance de la production pétrolière et gazière, et en même temps une embellie des cours de ces produits. Entre 2009 et 2012, la CEMAC a connu des renversements du solde du compte courant qui semblent plus persistants dans le contexte actuel de baisse du prix du pétrole. Avec l'appréciation des cours du pétrole entre 2009 et 2014, les pays de la CEMAC ont enregistré des performances macroéconomiques remarquables en termes de recettes budgétaires. Cela a eu pour effet de renforcer la surliquidité bancaire dans la sous-région.

De 2014 à 2016, on observe la présence d'une corrélation entre les deux variables dans l'ensemble des pays de la CEMAC. En effet, le taux de croissance du PIB

n'évolue pas de manière significative au même titre que le taux d'intérêt. Cette période est caractérisée par un ralentissement de l'activité économique dû à la chute des cours mondiaux des matières premières dont les pays de l'Afrique subsaharienne, principalement ceux de la CEMAC, sont tributaires. Par conséquent, la croissance économique a ralenti. Toutefois, ce choc pétrolier négatif a eu des effets différenciés suivant les pays. En effet, la croissance réelle dans la zone est passée de 4,8% en 2014 à -0,2% en 2016. Cette crise a été l'occasion de mesurer la fracture entre pays, qui se sont répartis en deux groupes. Le 1er groupe, constitué des trois pays qui ont relativement mieux résisté, notamment le Cameroun, la RCA et le Gabon, avec des taux de croissance respectifs de 4,5%, 5,1% et 2,4%. Le second groupe est constitué du Congo, de la Guinée Équatoriale et du Tchad, avec des taux de croissance négatifs respectifs de -2,8%, -8,5% et -4,4%.

Entre 2017 et 2019, cinq pays de la CEMAC sur six ont conclu un accord avec financement de fonds, au titre d'une facilité élargie de crédit (Tchad, RCA, Cameroun, Congo) ou d'un mécanisme élargi de crédit (Gabon). La stratégie régionale s'appuie en outre sur le durcissement de la politique monétaire de la Banque des États de l'Afrique centrale, une modélisation de sa structure opérationnelle, une révision de la réglementation des changes et une amélioration de la gestion des risques portés par le secteur bancaire. Nécessaire, eu égard au caractère communautaire des réserves de changes, cette stratégie de programmes coordonnés présente un véritable caractère novateur au sein d'une union monétaire.

En 2018, la CEMAC a bénéficié d'un rebond de la production pétrolière dans un contexte de reprise des cours. Cela a contribué positivement à la croissance de l'économie, en particulier des services marchands, malgré la faiblesse persistante de l'investissement public. Le taux de croissance en Zone CEMAC s'est ainsi établi en 2018 à 1,6% contre 0,6% en 2017. Ce rebond a été également alimenté par le maintien, sauf au Congo et au Tchad, du rythme de croissance du secteur non pétrolier et, dans une moindre mesure, par le redressement du secteur pétrolier.

L'analyse de l'évolution de l'inflation par rapport au taux d'intérêt (cf. figure A2), révèle que le taux d'intérêt et l'inflation n'évoluent pas dans la même direction sur l'ensemble des pays de la CEMAC. La période de 1980-1995 est marquée par, une faible corrélation entre le taux d'intérêt et le taux d'inflation au Cameroun, en RCA, au Congo, au Gabon et en Guinée. Celle de 2000 à 2010 se caractérise par, une forte corrélation entre l'inflation et le taux d'intérêt, ainsi que par la maîtrise de l'inflation dans les pays de la CEMAC. De 2010 à 2019, on remarque la présence d'une corrélation entre le taux d'intérêt et le taux d'inflation.

Depuis quelques années, la BEAC a une relative maîtrise de l'inflation. En effet, en dehors du pic observé à la suite de la dévaluation du franc CFA de 1994, l'inflation a toujours été modérée. Celle-ci a été proche du critère de convergence régional de 3%, de 2004 à 2013, malgré l'expansion monétaire et les excédents de liquidité non stérilisés. Ceci est la conséquence de l'ancrage du taux de change sur

une zone de faible inflation combinée à l'administration des prix de certains biens sociaux et produits énergétiques.

Les changements du taux directeur de la BEAC n'ont pas d'incidence sur les prix, mais les variations de la base monétaire influencent l'inflation. Par conséquent, toute augmentation du taux d'intérêt induite par les décisions de politique économique entraînerait une accélération de l'inflation. La hausse des prix à la consommation est restée modérée dans les pays de la zone franc en 2018, avec un taux d'inflation de 1,6% en moyenne annuelle, en raison de l'ancrage des trois monnaies de la zone à l'euro. Alimenté, entre autres, par la hausse des prix du carburant, l'inflation a été de 2,2% en CEMAC en 2018. Elle a été contenue en deçà du critère de convergence de 3% adopté par les sous-régions dans la plupart des États membres, à l'exception du Tchad et du Gabon (respectivement 4,1% et 4,8%), ou elle a été attisée par les hausses de droits indirects et du prix du carburant.

2. Revue de la littérature

La littérature dégage deux grilles de lecture structurant le débat portant sur les effets de la politique monétaire sur la stabilité macroéconomique. Il s'agit des travaux théoriques, et empiriques. Sur le plan théorique, les keynésiens soutiennent que la monnaie joue un rôle important dans l'analyse globale de l'économie du fait qu'elle permet de relier, l'économie monétaire et réelle, d'une part, et d'influencer la production et l'inflation, d'autre part. Ainsi, pour démontrer la non-neutralité de la politique monétaire, MacCallum (1997) stipule que le taux d'intérêt est un reflet de la politique monétaire plus fidèle que les agrégats, du fait qu'il est un indicateur avancé de l'activité.

Pour cette théorie, la politique monétaire est efficace en matière d'arbitrage entre l'inflation et l'activité économique. De ce fait, il est possible de stimuler l'activité économique par le biais d'une politique monétaire expansive (Rakotoarisoa, 2019). Les keynésiens, contrairement aux classiques, affirment qu'une politique monétaire expansive induit des effets positifs sur l'activité économique dans le court terme. La politique monétaire est alors l'un des instruments privilégiés des autorités monétaires pour relancer la demande globale (Mishkin, 2015). Dans la même logique, Tobin (1965) affirme qu'une politique monétaire expansive a, généralement, un impact sur l'accumulation de capital et la croissance économique, quand il existe des possibilités de substitution entre la monnaie et le capital physique. De même, Phillips (1958) montre que, par le biais d'une politique monétaire expansionniste, il est possible d'obtenir un supplément de croissance économique devant se traduire par une baisse du chômage. Il révèle ainsi que la hausse du taux d'inflation, résultant de cette politique expansionniste, serait le prix à payer pour obtenir la

croissance économique. Montoussé (2008), pour leur part, soutiennent qu'une politique monétaire expansive est une politique qui permet de favoriser le crédit et la création monétaire afin de stimuler la consommation et l'investissement, mais elle est inflationniste. Dans cette perspective, Metay et Rudelle (2006) affirment qu'une politique monétaire expansive est une politique qui consiste à baisser le taux d'intérêt afin de relancer l'activité économique en injectant les liquidités sur le marché.

Pour les nouveaux keynésiens, une politique monétaire anticipée a un effet significatif sur l'économie réelle. Ces derniers ont adhéré à l'hypothèse des anticipations rationnelles, en soutenant qu'une politique non anticipée, qu'elle soit dans le cas d'une politique de relance ou d'une politique restrictive, peut être efficace. Conformément à ce courant, les récessions sont déclenchées par certaines défaillances du marché se justifiant par l'intervention de l'État dans l'économie. Certains auteurs ont soutenu les effets positifs de la politique monétaire (inflation, masse monétaire) sur la stabilité macroéconomique (croissance soutenue). Jayawickrema (2019) a utilisé le modèle de cycle économique néoclassique pour analyser les effets de la politique monétaire sur la stabilité macroéconomique aux États Unis, de 1960 à 2017. Ils concluent que la politique monétaire entraîne une très grande stabilité macroéconomique dans le pays.

En revanche, les monétaristes remettent en cause la pensée keynésienne, qui déduit une relation entre le taux de chômage et le taux d'inflation, et relèvent que cette relation est seulement valable à court terme (Bendahmane & Aouar, 2020). Selon eux, l'évolution de la masse monétaire doit suivre l'évolution du PIB sans pour autant la précéder, sous peine d'inflation. De ce fait, la politique monétaire n'a pas d'effet durable, parce qu'elle n'influence que les seules grandeurs nominales, et non les grandeurs réelles. De plus, cette politique a une influence négative sur l'inflation. Ainsi, soutient que toute augmentation de la quantité de monnaie tend à diminuer le taux d'intérêt et donc stimule l'activité économique. Elle permet d'influencer les grandeurs réelles à court terme. Cette efficacité de la politique monétaire à court terme peut être expliquée par un retard des anticipations des agents car, lorsque la quantité de monnaie augmente les encaisses détenues par les agents augmentent également, ce qui entraîne une hausse de la demande. Par conséquent, la politique monétaire expansive est inefficace à long terme, ce qui explique que toute augmentation de la masse monétaire au-delà de ce qui est nécessaire entraîne l'inflation. Dès lors, il propose une politique monétaire de règle visant à stabiliser les prix à long terme en fixant le taux de croissance de la masse monétaire lié au taux de croissance de production. En s'appuyant sur cette analyse, Krugman (2009) affirme qu'une simple règle de la politique monétaire est la meilleure façon pour stabiliser l'activité économique, c'est-à-dire que le PIB augmentera régulièrement si l'offre de monnaie augmente régulièrement.

A l'issue des débats sur les effets de la politique monétaire sur la stabilité macroéconomique, plusieurs controverses ont été abordées sur le plan théorique

et empirique. Sur le plan théorique, plusieurs courants de pensée ont été développés, et chaque courant de pensée est confronté à une limite qui fait l'objet d'un prolongement ou d'un rejet par d'autres. Sur le plan empirique, bon nombre d'études ont été menées avec des méthodes similaires afin d'analyser les effets de la politique monétaire sur la stabilité macroéconomique. Les différents résultats effectués dans le cadre de cette thématique diffèrent non seulement d'un pays à un autre mais aussi d'une période à une autre et également d'une méthode à une autre. De plus, chaque pays possède une spécificité ; de ce point de vue, les résultats ne peuvent être linéaires et généralisés. Ils varient selon les études. A cet effet, notre partie méthodologique s'appuie sur l'approche empirique de Blot et al. (2018).

3. Méthodologie économétrique

3.1. Présentation du modèle SVAR

Les techniques utilisées dans les travaux empiriques portant sur l'analyse des effets de la politique monétaire sur la stabilité macroéconomique se basent sur une modélisation agrégée des principales grandeurs économiques telles que la croissance économique, l'inflation, la masse monétaire, le taux d'intérêt. Cette approche fonde ses analyses sur le modèle économétrique réduit Vectoriel autorégressif structurel (SVAR) qui représente l'avantage d'être à la fois simple et riche en enseignement.

Les modèles VAR, très utilisés aujourd'hui en économie, sont apparus dans les travaux de soins à partir des années 1980, suite notamment à la critique de Lucas tenant ainsi compte, dans certaines équations, des anticipations rationnelles. Compte tenu d'un ensemble minimal d'hypothèses d'identification, les modèles VAR Structurels permettent d'estimer les effets dynamiques des chocs économiques. Les fonctions de réponse impulsionnelles estimées offrent un moyen naturel de choisir les paramètres d'un modèle structurel et d'évaluer la plausibilité empirique des modèles alternatifs. La méthodologie VAR structurel est appliquée en identifiant les relations instantanées qui relient les variables endogènes. La modélisation VAR Structurel présente les avantages suivants : (1) Elle est reconnue par sa simplicité vis-à-vis d'autres modèles macroéconomiques ; il s'agit, en effet, d'estimer un système de faible dimension ; (2) Elle nécessite peu de contraintes. Les simulations qui en résultent reposent sur un nombre limité d'hypothèses économiques ; (3) La méthodologie VAR structurel permet, enfin, de simuler des chocs structurels.

Spécification du modèle SVAR

L'écriture du modèle SVAR utilisé pour chaque pays de la CEMAC, ainsi que pour les données sous régionales agrégées, peut être spécifiée comme suit :

$$A_0 z_t = \alpha + \sum_{i=1}^p A_i z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

où les vecteurs des variables endogènes $Z_t = [PIBP_p, IPC_p, TIAO_p, M2_p, CE_p]$, ε_t renvoie à un vecteur d'innovations non-corrélées représentant des chocs structurels du modèle. Les innovations canoniques renvoient à des chocs ou impulsions dont la propagation se traduit par les fluctuations du système étudié. Si elles sont non corrélées, l'analyse statistique est facile à mettre en œuvre. Sinon, une orthogonalisation statistique doit être effectuée (Sims, 1980). Cette technique ne facilite pas l'interprétation économique des impulsions obtenues. Blanchard et Quah (1989) ont proposé d'identifier les impulsions structurelles qui soient interprétables économiquement. La matrice A_0 est telle que le vecteur des résidus de l'estimation de la forme réduite du modèle VAR estimé avec les variables endogènes z_t et noté ε_t peut-être décomposé de sorte que $e_t = A_0^{-1} \varepsilon_t$.

3.2. Identification des chocs

Parmi les étapes que requiert une modélisation VAR structurel, il y a l'identification des chocs. Cette technique consiste à passer des chocs issus d'un VAR 'canonique' à des chocs pouvant être interprétés sur le plan économique. Une fois que les composantes du modèle VAR sont choisis, c'est-à-dire, sériés en niveau, en différences premières..., on procède à l'identification. Cette dernière repose sur trois hypothèses fondamentales (Bruneau & De Bandt, 1999) : (1) L'économie est représentée par un vecteur de séries observables $X_t = [X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt}]'$ à chaque date t , résulte de la combinaison dynamique de n chocs structurels passés, $w_{1s}, w_{2s}, \dots, w_{ns}$, $s \leq t$. Il s'agit de chocs que l'on souhaite interpréter économiquement. (2) En écrivant EL(.) l'opération de régression linéaire, le vecteur des innovations canoniques $\varepsilon_t = [\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{nt}]'$ de la date t se définit comme :

$$\varepsilon_t = X_{it} - EL \left(\frac{X_{it}}{X_{it-1}}; 1 \leq i \leq n \right)$$

Et résulte de la combinaison instantanée des chocs structurels.

En suivant la méthodologie préconisée par Sims (1980), l'estimation des innovations est réalisée à partir d'une représentation vectorielle autorégressive de la dynamique :

$$X_t = \sum_{j=1}^p A_j X_{t-j} + \varepsilon_t$$

Le processus ε_t est un bruit blanc de matrice de variance-covariance Σ . A chaque date t , les innovations ε_{it} sont estimées comme les résidus des régressions correspondant à l'estimation, équation par équation, du modèle VAR :

$$\hat{\epsilon} = X_{it} - \sum_{h=1}^p \hat{A}_{ij,h} X_{j,t-h}, 1 \leq i \leq n$$

Supposons qu'à chaque instant t les innovations canoniques s'expriment comme une combinaison linéaire des chocs structurels w_t :

$$\epsilon_t = Pw_t$$

Par conséquent, l'identification des impulsions structurelles est obtenue, dès que la matrice de passage P est estimée :

$$\hat{w}_t = \hat{P}^{-1} \hat{\epsilon}_t$$

Les approches d'identification d'un modèle SVAR.

Soit Z_t un vecteur de $(n \cdot 1)$ variables observables. Le modèle de forme réduite de référence est donné par le système VAR avec des paramètres constants :

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + \dots + A_k Z_{t-k} + \varphi D_t + \epsilon_t, t = 1, \dots, T$$

où ϵ_t est un bruit blanc de dimension n avec une matrice des variances-covariances positive invariante dans le temps $\Sigma \epsilon = E(\epsilon_t \epsilon_t')$, $A_j, j = 1, \dots, k$ sont des matrices de dimension $n \times n$.

t représente le nombre de retard dans le modèle. D_t est un vecteur de dimension m et qui contient des composantes déterministes (constante, tendance et variable instrumentale). φ est la matrice $n \times m$ des coefficients associés. Le but est d'expliquer ce que l'on entend par identification et d'expliquer les restrictions utilisées pour identifier le modèle estimé dans la présente section. Soit le modèle : $X_t = A(L)\epsilon_t$. Pour obtenir une estimation, la première étape consiste à modéliser le vecteur des variables endogènes à l'aide d'un VAR non contraint suivant :

$$D(L) X_t = v_t$$

où $D(L)$ est un polynôme matriciel d'ordre fini dans l'opérateur de décalage L .

Soit le modèle SVAR sous sa forme réduite suivante :

$$X_t = B(L)X_{t-1} + \epsilon_{-t}$$

Et X_t est composé de n variables stationnaires, $B(L) = \sum_{i=1}^p B_i L^i$ représente une matrice de polynôme de retards et ϵ_t le vecteur des chocs de la forme réduite. $E(\epsilon_t \epsilon_t') = \Sigma$, où Σ est une matrice positive. Suivant le théorème de Wald, le processus stationnaire X_t peut-être décomposé comme suit :

$$X_t = v_t + C(L)\epsilon_t$$

Avec v_t la composante déterministe et $C(L) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i L^i$ est la matrice de polynôme de retards et $C(0) = I_n$ où I_n est la matrice identité d'ordre n .

Supposons que $v_t = 0$. L'écriture de X_t sous sa forme structurelle est :

$$X_t = A(L)\mathcal{G}_t$$

où $A(L)$ est une matrice de polynôme de retard, \mathcal{G}_t est le vecteur des chocs structurels, $E(\mathcal{G}_t \mathcal{G}_t') = \Omega$ et $A_0 = A(O)$. Suivant l'hypothèse que les chocs sont orthogonaux, et que l'on normalise les chocs, alors $\Omega = I_n$.

Où $A(O)$ est la matrice des coefficients contemporains du VAR de forme structurelle. Le problème de l'identification consiste à identifier la matrice $A(O)$. En effet, la matrice Σ est symétrique, elle contient $\frac{n(n-1)}{2}$ éléments différents. La matrice $A(O)$ contient n^2 éléments différents. On conclut qu'on a un problème d'identification.

On devra imposer $\frac{n(n-1)}{2}$ restrictions. L'identification de la forme structurelle consiste à introduire des restrictions sur les matrices A et B . Deux méthodologies sont généralement utilisées : la première est récurrente à la Cholesky où l'ordre des variables endogènes est important dans l'identification des chocs, tandis que la seconde est de nature structurelle intégrant des sous-basements théoriques à l'instar des travaux de Sims et Zha (1998).

Dans le cadre de cette étude, la seconde approche sera utilisée et les restrictions suivantes sur les matrices A et B ont été imposées : $(a_{21}, a_{31}, a_{41}, a_{12}, a_{13}, a_{53}, a_{14}, a_{34}, a_{35} \text{ et } a_{45}) \neq 0$.

Les différents chocs peuvent être interprétés comme suit : les chocs sur le PIB représentent des chocs de demande sur l'inflation, choc d'offre sur le taux d'intérêt, choc de politique monétaire sur le taux de croissance économique.

Description des variables

Dans le cadre de notre travail, nous avons, d'une part, une variable endogène (variable expliquée) et, d'autre part, cinq variables exogènes (variables explicatives), permettant de procéder à l'analyse économétrique. Toutes les variables retenues dans ce travail sont exprimées en logarithme, à l'exception du taux d'inflation qui est exprimé en pourcentage trimestriel. La variable endogène, le PIB, exprimé en niveau ou en taux de croissance, constitue un indicateur privilégié de la capacité d'offre d'une économie. Les variables exogènes sont : (1) L'indice des prix à la consommation (IPC) ; cette variable est l'instrument de mesure de l'inflation. Elle permet d'estimer, entre deux périodes données, la variation moyenne des prix des produits consommés par les ménages. Elle cherche donc à mesurer les

effets des variations des prix sur le coût d'achat des produits consommés par les ménages. (2) Le crédit à l'économie (CE) : c'est une contrepartie de la masse monétaire, un agrégat qui fait référence à l'ensemble des crédits accordés par les banques au secteur non financier ; il joue un rôle très important dans le processus de création des richesses. (3) Le taux d'intérêt sur les appels d'offres (TIAO), une variable qui représente le principal taux directeur des banques centrales. Elle permet à la banque centrale de prêter aux banques commerciales. Cet outil permet de réguler l'activité économique par l'apport ou le retrait de liquidités. (4) La masse monétaire (M2), un agrégat qui désigne la disponibilité monétaire M1 et la quasi-monnaie détenue par les agents dans une économie. Il reflète le degré de la liquidité d'une économie.

4. Résultats et discussion

Analyse des propriétés statistiques des résultats

Résultats des tests de racine unitaire

La lecture des résultats (tableau A1, annexe) du test de stationnarité montre que les probabilités de rejeter à tort l'hypothèse nulle de racine sur les variables en niveau sont supérieures à 5%, pour les variables LNPIBP, LNM2, LNTIAO, LNIPC pour les tests IPS et LLC, tandis que ces probabilités sont quasiment nulles lorsque les mêmes tests sont implémentés sur leurs différences premières. Cela nous amène à conclure que les six séries sont affectés d'une racine unitaire, ou en d'autres termes, elles sont intégrées d'ordre : 0 et 1, (I(0), I(1)) (cf. tableau A1). De plus, les résultats obtenus à partir de ces différents tests ADF et PP montrent que les séries utilisées ne sont pas toutes stationnaires à niveau, au seuil statistique de 5% ; étant donné que leurs moyenne, variance et covariance ne sont pas constantes. Nous serons donc amenés à procéder à leur différenciation en différence première. On pourrait alors dire que toutes séries retenues dans ce travail sont stationnaires en différence première.

Détermination du nombre de retards du modèle

Le nombre de retards (lags) est sélectionné en spécifiant un modèle AR (processus autorégressif), avec un maximum de retards pour chaque variable. Le choix du nombre de retard se fait sur la base des critères et le calcul des critères d'information pour des retards allant de 1 à 2. Nous allons nous baser sur les critères d'information d'Akaike (AIC) et Schwarz (SC) (cf. tableau A1, annexe) pour les décalages « P » allant de 1 à 4. Dans le cadre de notre modèle, nous choisissons le critère d'Akaike et SC.

Tableau 1. Effets des chocs des politiques monétaires sur les variables macroéconomiques

Pays	Multiplicateur total à la fin de la 2 ^{ème} période	Multiplicateur total à la fin de la 9 ^{ème} période	Multiplicateur total à la fin de la 20 ^{ème} période	Délai d'absorption du choc	Multiplicateur total à la fin de la 2 ^{ème} période	Multiplicateur total à la fin de la 9 ^{ème} période	Multiplicateur total à la fin de la 20 ^{ème} période	Délai d'absorption du choc
	Réaction du taux de croissance du PIB suite à un choc de politique monétaire				Réaction de la masse monétaire suite à un choc de politique monétaire			
CAMEROUN	0,02	0,03	0,04	25T	0	0	-0,05	25T
RCA	0,06	0,13	0,19	15T	-0,01	-0,06	-0,08	15T
CONGO	0,039	0,051	0,051	18T	0,004	-0,005	-0,007	18T
TCHAD	0,04	0,07	0,09	20T	0	0	0	20T
GABON	0,06	0,16	0,2	25T	0	0,01	0,01	25T
GUINEE	0,041	0,033	0,021	10T	-0,001	-0,001	0,003	10T
CEMAC	0,023	-0,007	-0,017	25T	-0,037	-0,001	-0,001	25T
	Réaction de l'inflation suite à un choc de politique monétaire				Réaction la liquidité suite à un choc de politique monétaire			
RCA	-0,01	-0,07	-0,09	15T	0,01	0,08	0,01	15T
CAMEROUN	0	-0,01	-0,01	25T	0	-0,002	-0,06	25T
CONGO	0	0,006	0,016	18T	-0,001	-0,004	-0,008	18T
TCHAD	0	0	0,01	20T	-0,01	-0,02	-0,04	20T
GABON	0	-0,04	-0,08	25T	-0,01	-0,05	-0,07	25T
Guinée équatoriale	0,001	-0,02	-0,019	10T	0,003	0,021	0,038	10T
CEMAC	0,067	0,048	0,043	25T	0,007	-0,014	-0,015	25T

Source : auteurs à partir des données de la BEAC obtenues sur EViews10.

Rection du taux de croissance du PIB suite à un choc de la politique monétaire

Ce tableau 1 se propose, dans cette partie, d'analyser le mode de diffusion des chocs de politique monétaire dans le système économique des États de la CEMAC en évaluant ses effets dynamiques sur la production et sur le choc de demande, le choc d'offre, le choc de politique monétaire, le choc financier et le choc de liquidité dans les six pays de l'étude. D'abord, la figure A1 décrit les conséquences d'un choc négatif de demande pour le Cameroun, la RCA, le Congo et le Gabon, qui se stabilise après : pour le Cameroun au 20ème trimestre, la RCA au 15ème trimestre, le Congo au 25ème trimestre, et le Gabon au 12ème trimestre. En Guinée Équatoriale, on observe un choc positif, ce qui laisse croire que la stabilité est assurée dans ce pays. Par contre, au Tchad le choc est positif au 2ème trimestre et devient négatif à partir du 4ème trimestre ; cette négativité de choc traduit l'instabilité de ce pays. Dans l'ensemble des pays de la Cemac, les réponses impulsionnelles obtenues montrent un choc qui, au départ, est positif et se stabilise au 12ème trimestre. Ce qui conduit à une augmentation de l'activité et du taux d'inflation dans l'économie, et celui-ci est nécessaire au maintien de l'équilibre sur le marché. Cette augmentation du taux d'inflation conduit la Banque centrale à augmenter son taux d'intérêt, ce qui a un effet positif sur le taux d'intérêt réel (cf. figure A3).

La réaction du taux d'inflation suite à un choc de politique monétaire diffère d'un pays à un autre. Le Cameroun enregistre un choc négatif au 2ème trimestre qui devient positif au 8ème trimestre, ce qui montre une stabilité à partir de cette période. En RCA, au Congo, au Gabon et en Guinée Équatoriale le choc est positif, ce qui signifie qu'il y a une stabilité dans ces pays. Au Tchad, le choc est fortement négatif, ce qui signifie que dans ce pays l'inflation n'était pas bien maîtrisée, puis

se stabilise au 7^{ème} trimestre. Les réponses impulsionnelles obtenues dans les pays de la Zone CEMAC montrent un choc négatif qui se stabilise au 5^{ème} trimestre. Ce qui signifie que l'inflation est maîtrisée dans les pays de la Zone. Ces résultats vont dans le même sens que ceux résultant des travaux de Boivin et al. (2008). D'après eux, la politique monétaire stabilise plus efficacement l'inflation (cf. figure A4).

Ensuite, au Congo, en RCA et au Tchad, nous constatons l'effet d'un choc positif ; d'où une stabilité financière dans ces deux pays. L'impact de la monnaie est positif, ce qui est conforme à la théorie quantitative de la monnaie, selon laquelle l'accroissement de la quantité de monnaie en circulation conduit à une hausse du niveau général des prix. Au Cameroun et au Gabon, le choc au départ est négatif et devient par la suite positif pour se stabiliser après ; en revanche, en Guinée le choc est négatif puis se stabilise par la suite. Ces résultats s'expliquent par le fait que toute action de la banque centrale conduit à une hausse de la masse monétaire qui, à son tour, entraîne une stabilité. Les fonctions des réponses impulsionnelles en panel montrent un choc positif qui se stabilise au 7^{ème} trimestre, ce qui signifie que ces pays sont financièrement stables. Nos résultats rejoignent les travaux de Senai et Fekir (2021), qui ont montré que la masse monétaire a un impact significatif sur la politique monétaire (cf. figure A5).

Par ailleurs, la réaction de la liquidité suite à un choc de la politique monétaire est positive au Cameroun, en RCA, au Gabon, en Guinée et au Congo, on observe un choc positif qui se stabilise par la suite. L'offre de crédit peut être subordonnée à une politique monétaire expansive. Dans ces conditions, il est essentiel que les investissements productifs rentables soient réalisés afin de pouvoir rétablir l'équilibre entre la quantité de monnaie en circulation et le volume des transactions dans l'économie, pour éviter des tensions inflationnistes. Au Tchad, en revanche, le choc est d'abord négatif respectivement au 3^{ème} trimestre et au 9^{ème} trimestre, puis se stabilise par la suite. Les réponses impulsionnelles obtenues en panel montrent un choc positif qui se stabilise à partir du 15^{ème} trimestre (cf. figure A6).

Présentation des résultats de la décomposition de la variance en%

Dans le tableau qui suit, nous résumons les résultats de l'analyse de la décomposition de la variance de la production à la suite des chocs de politique monétaire.

La décomposition de la variance est d'une grande importance, dans la mesure où elle permet de déterminer l'évolution des variances des différents chocs et leurs influences sur l'activité à l'aide d'une estimation par les techniques SVAR. Dans le tableau 2, nous résumons les résultats de l'analyse de la décomposition de la variance de la production, à la suite des différents chocs monétaires. Il ressort de la décomposition de la variance que l'activité économique réelle des pays de la CEMAC est sensible aux variations de la demande. Tel est le cas notamment au Cameroun (3,24%), au Congo (0,49%), au Tchad (0,58%), au Gabon (1,12%) et en Guinée (0,41%). En revanche, en RCA l'activité ne varie pas de façon significative

Tableau 2. La décomposition de la variance en%

Pays	Choc de demande	Choc d'offre	Choc de politique monétaire	Choc financier	Choc de liquidité
Cameroun	3,244***	0,848***	0,785***	0,508***	0,014***
Congo	0,497***	0,032***	0,020***	0,027***	0,028***
Tchad	0,584***	0,023***	0,073***	0,184***	0,014***
Gabon	1,129***	0,011***	0,131***	0,201***	0,131***
RCA	9,272	0,314	0,361	0,115	0,332
Guinée Équatoriale	0,419***	0,032***	0,069***	0,105***	0,052***
CEMAC	1,109***	0,034***	0,028***	0,010***	0,036***

Source : Auteurs à partir des données de la BEAC obtenues sur EViews10.

aux chocs de demande au 5^{ème} trimestre. Cette décomposition de la variance montre aussi que l'activité des pays de la CEMAC est sensible et significative aux variations de l'inflation au Cameroun (0,84%), au Congo (0,03%), au Tchad (0,02%), au Gabon (0,01%) et en Guinée (0,03%), tandis qu'en RCA (0,31%) elle est moins sensible aux variations du taux d'inflation au 5^{ème} trimestre. La décomposition de la variance de l'activité économique des pays de la CEMAC est sensible et significative aux variations du taux d'intérêt pour le Cameroun (0,78%), le Congo (0,02%), le Tchad (0,07%), le Gabon (0,13%) et la Guinée (0,06%) ; par contre, elle est moins sensible en RCA (0,36%) au 5^{ème} trimestre. L'activité dans l'ensemble des pays membres de la CEMAC est sensible aux variations du taux de la masse monétaire au Cameroun (0,50%), au Congo (0,02%), au Tchad (0,18%), au Gabon (0,20%), en Guinée Équatoriale (0,10%), tandis qu'elle est moins significative en RCA (0,11%) au 5^{ème} trimestre. De même, cette décomposition de la variance confirme que l'activité des pays de la CEMAC est sensible et significative aux variations des taux de liquidité au Cameroun (0,01%), au Congo (0,02%), au Tchad (0,01%), au Gabon (0,13%) et en Guinée Équatoriale (0,05%). Par contre, elle est moins significative en RCA (0,33%) au 5^{ème} trimestre. De manière générale, il ressort de la décomposition de la variance que l'activité économique réelle des pays de l'Union est plus sensible aux variations du taux d'inflation (0,03%), du taux d'intérêt (0,02%), des taux financiers (0,01%) et du taux de liquidité (0,03%) au 5^{ème} trimestre.

Conclusion

L'objectif de cette étude est de montrer que la stabilité macroéconomique est assurée par la politique monétaire. Pour atteindre cet objectif, nous avons utilisé

l'approche SVAR. Les résultats de cette analyse ont montré que la stabilité macroéconomique est assurée par la politique monétaire dans la plupart des pays de la CEMAC. Les chocs de demande impactent négativement le PIB au Cameroun, en RCA, au Congo, au Tchad et au Gabon. En revanche, ils impactent positivement la Guinée équatoriale. Les chocs d'offre influencent positivement la RCA, le Congo, le Tchad, le Gabon et la Guinée Équatoriale ; tandis qu'au Cameroun elle a un effet négatif. Cependant, les chocs de politique monétaire ont un impact très significatif au Cameroun, en RCA, au Gabon, en Guinée Équatoriale et moins significatif au Congo et au Tchad. De leur côté, les chocs financiers influencent positivement le Congo et le Tchad ; tandis qu'au Cameroun, en RCA et au Gabon ces chocs ont une influence négative. Les chocs de liquidités ont un impact négatif au Congo et au Tchad ; mais au Cameroun, en RCA, au Gabon et en Guinée on enregistre des effets positifs. Nos résultats confirment l'importance d'une politique monétaire stricte comme instrument utile à la stabilisation de la conjoncture. Les réponses impulsionnelles en Panel ont montré que les chocs de demande influencent positivement la demande. Les résultats obtenus permettent de tirer quelques implications de politique économie : la politique monétaire est un bon instrument pour la stabilité macroéconomique dans les pays de la CEMAC ; la politique monétaire parvient à stabiliser aussi bien l'activité que les prix dans les pays de la CEMAC, même si elle permet de mieux stabiliser l'inflation que l'activité ; la politique monétaire permet aussi de stabiliser les chocs asymétriques.

Annexes

Tableau A1. Résultats des tests de racine unitaire en panel sur la CEMAC

Variables	Uroot	A niveau						En différence première					
		St-IPS	Prob	Décision	St-LLC	Prob	Décision	St-IPS	Prob	Décision	St-LLC	Prob	Décision
PIB	Inter	1,60879	0,9462	Acceptée H_0	0,56226	0,7130	Acceptée H_0	-5,42379	0,0000	Rejetée H_0	14,0398	0,0000	Rejetée H_0
	Trend	-0,08063	0,4679	Acceptée H_0	2,09023	0,9817	Acceptée H_0	-3,67997	0,0001	Rejetée H_0	17,5838	0,0000	Rejetée H_0
LNCE	Inter	1,03085	0,8487	Acceptée H_0	-0,09128	0,4636	Acceptée H_0	-9,91529	0,0000	Rejetée H_0	6,29616	0,0000	Rejetée H_0
	Trend	1,14958	0,8748	Acceptée H_0	2,28840	0,9889	Acceptée H_0	-8,89848	0,0000	Rejetée H_0	8,97955	0,0000	Rejetée H_0
LNIPC	Inter	-3,68368	0,0001	Rejetée H_0	-3,76974	0,0001	Rejetée H_0	-11,5103	0,0000	Rejetée H_0	9,51149	0,0000	Rejetée H_0
	Trend	-3,09412	0,0010	Rejetée H_0	2,27505	0,9885	Acceptée H_0	-11,0994	0,0000	Rejetée H_0	13,6992	0,0000	Rejetée H_0
LNTIAO	Inter	1,39694	0,9188	Acceptée H_0	3,37801	0,9996	Acceptée H_0	-14,5081	0,0000	Rejetée H_0	-6,69287	0,0000	Rejetée H_0
	Trend	-4,85439	0,0000	Rejetée H_0	-0,98144	0,1632	Acceptée H_0	-14,2437	0,0000	Rejetée H_0	-7,11425	0,0000	Rejetée H_0
LNM2	Inter	0,33222	0,6301	Acceptée H_0	-1,79478	0,0363	Rejetée H_0	-8,74742	0,0000	Rejetée H_0	1,27634	0,0191	Rejetée H_0
	Trend	1,32161	0,9069	Acceptée H_0	1,99174	0,9768	Acceptée H_0	-7,63971	0,0000	Rejetée H_0	2,35178	0,0207	Rejetée H_0

Source : auteurs à partir des données de la BEAC obtenues sur EViews10.

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

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-55958,56	NA	1,30e+45	118,0666	118,0922	118,0763
1	-48241,30	15336,83	1,16e+38	101,8382	101,9918	101,8967
2	-47841,48	790,3544*	5,27e+37*	101,0474*	101,3291*	101,1547*

Source : Auteurs à partir des données de la BEAC obtenues sur EViews10.

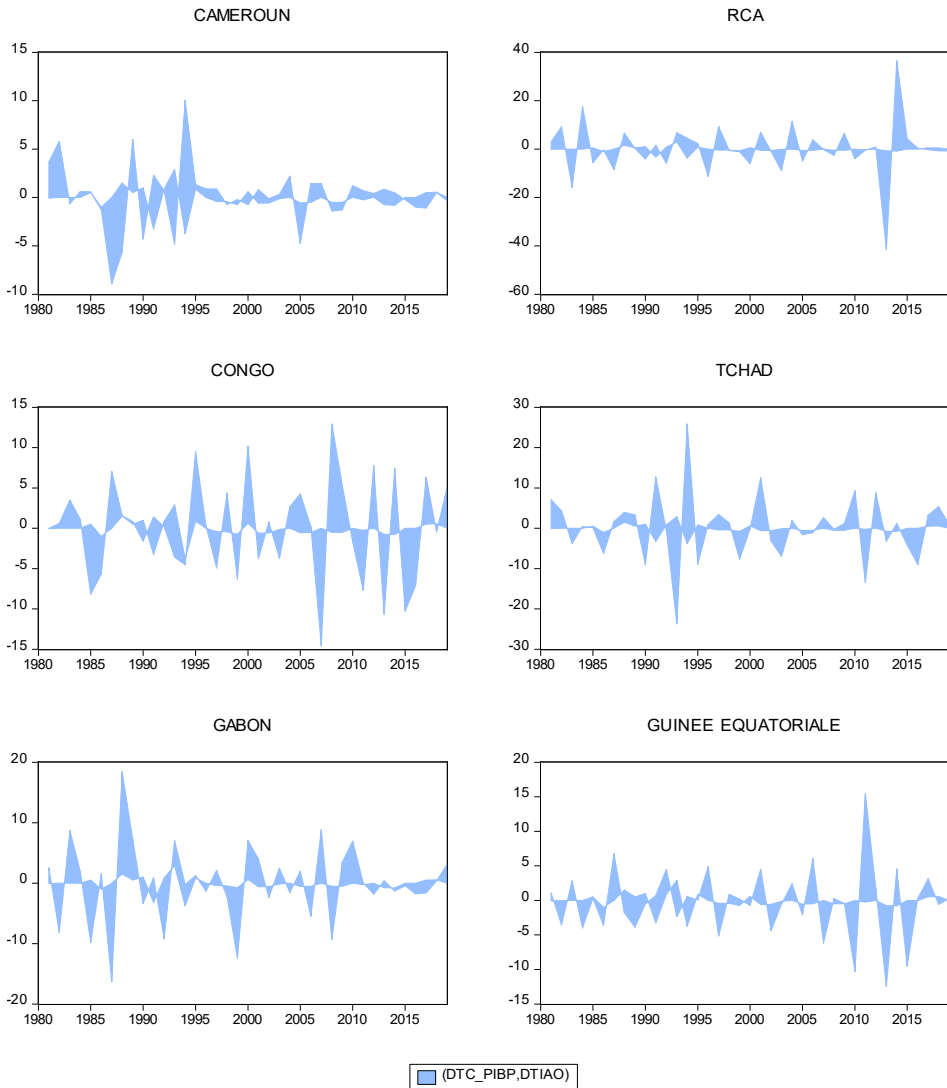


Figure A1. Évolution du PIB potentiel par rapport au taux d'intérêt

Source : auteur à partir des données de la BEAC obtenues sur EViews10.

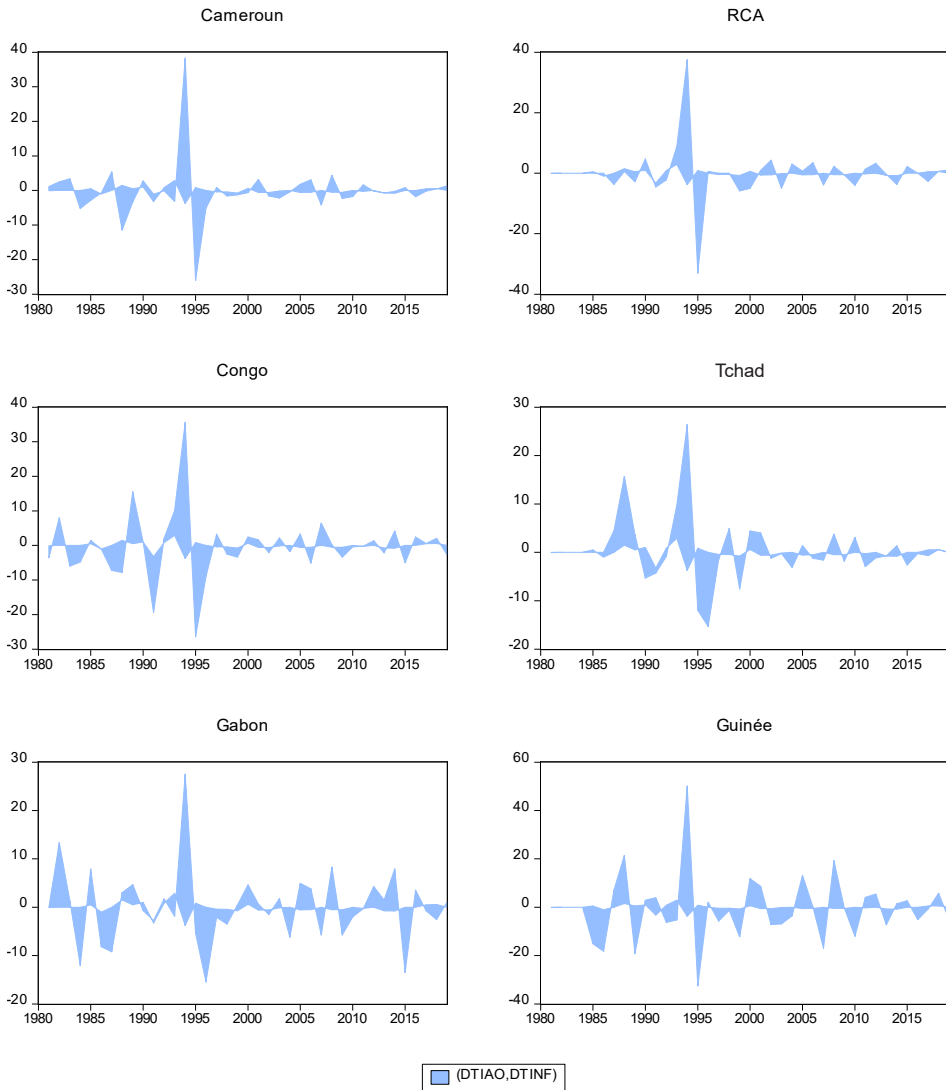


Figure A2. Évolution de l'inflation par rapport au taux d'intérêt

Source : auteurs à partir des données de la BEAC obtenues sur EViews10.

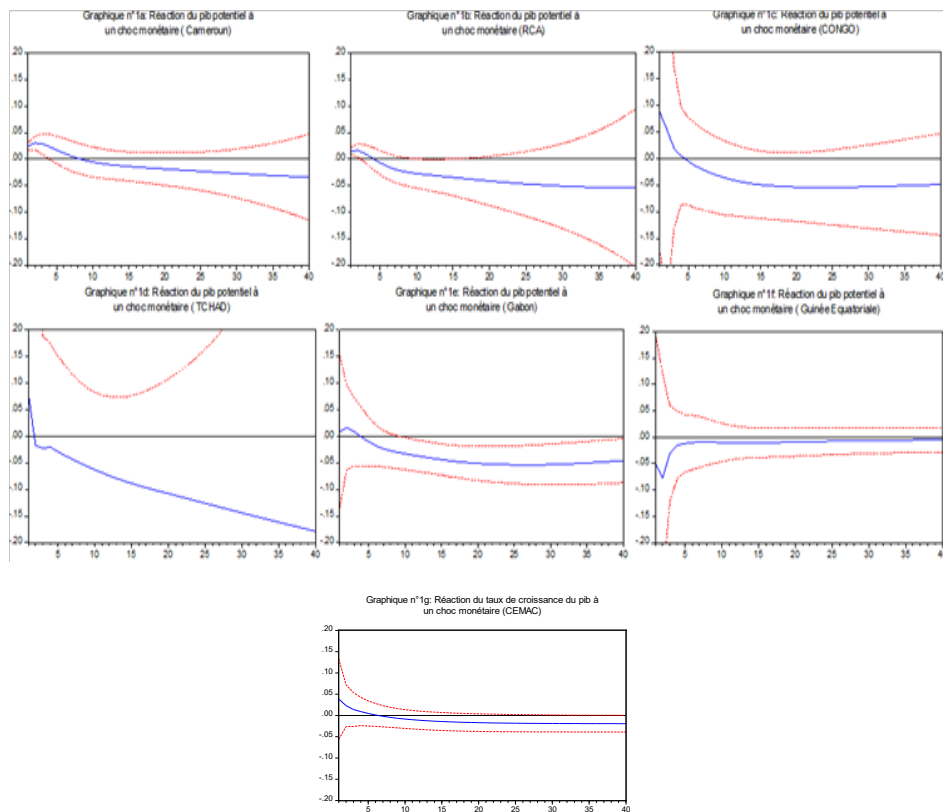


Figure A3. Réaction du taux de croissance du PIB suite à un choc de politique monétaire

Source : auteurs à partir des données de la BEAC obtenues sur EViews10.

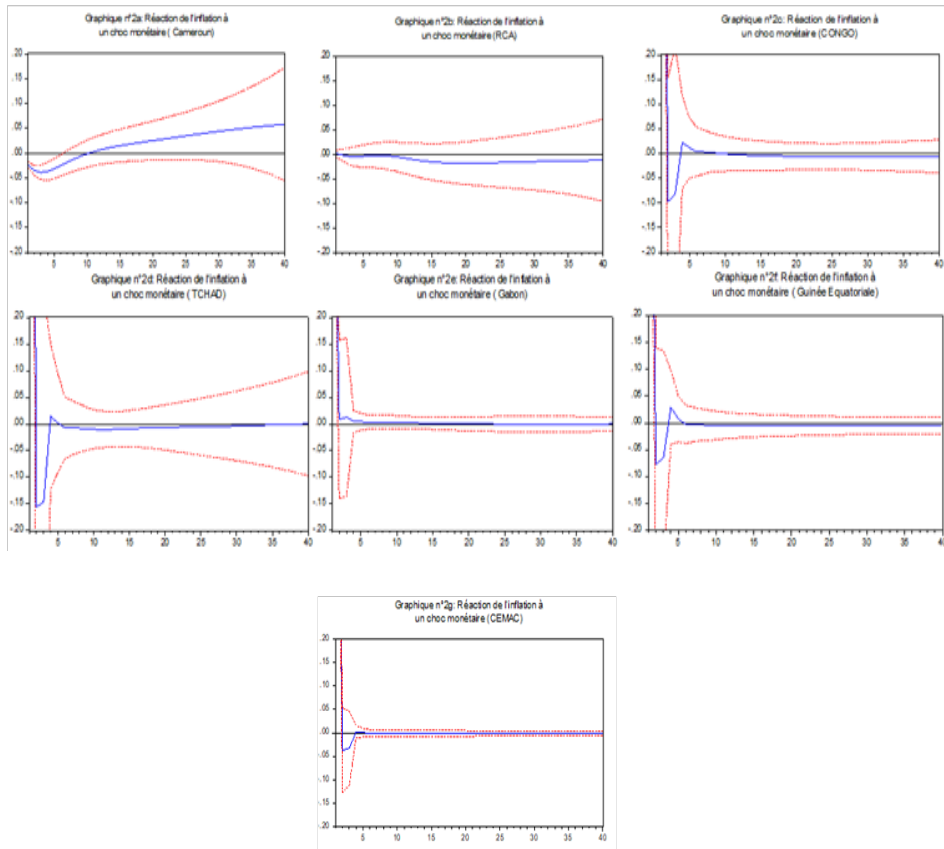


Figure A4. Réaction de l'inflation suite à un choc de politique monétaire

Source : auteurs à partir des données de la BEAC obtenues sur EViews10.

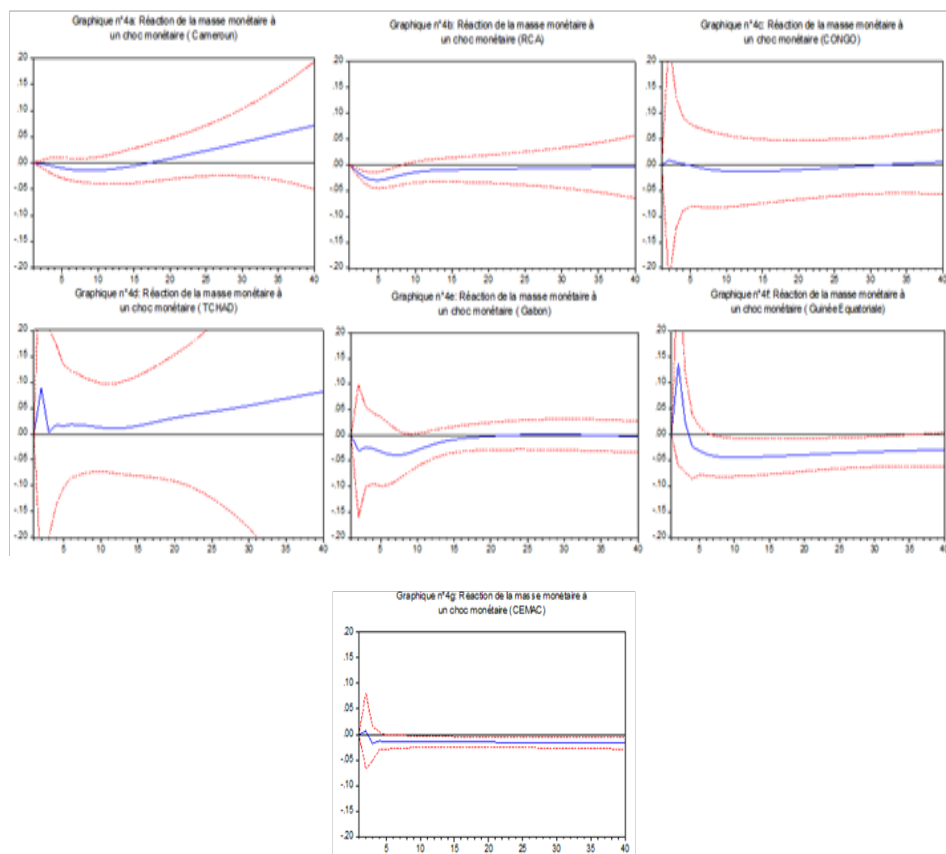


Figure A5. Réaction de la masse monétaire à un choc monétaire suite à un choc de politique monétaire

Source : auteurs à partir des données de la BEAC obtenues sur EViews10.

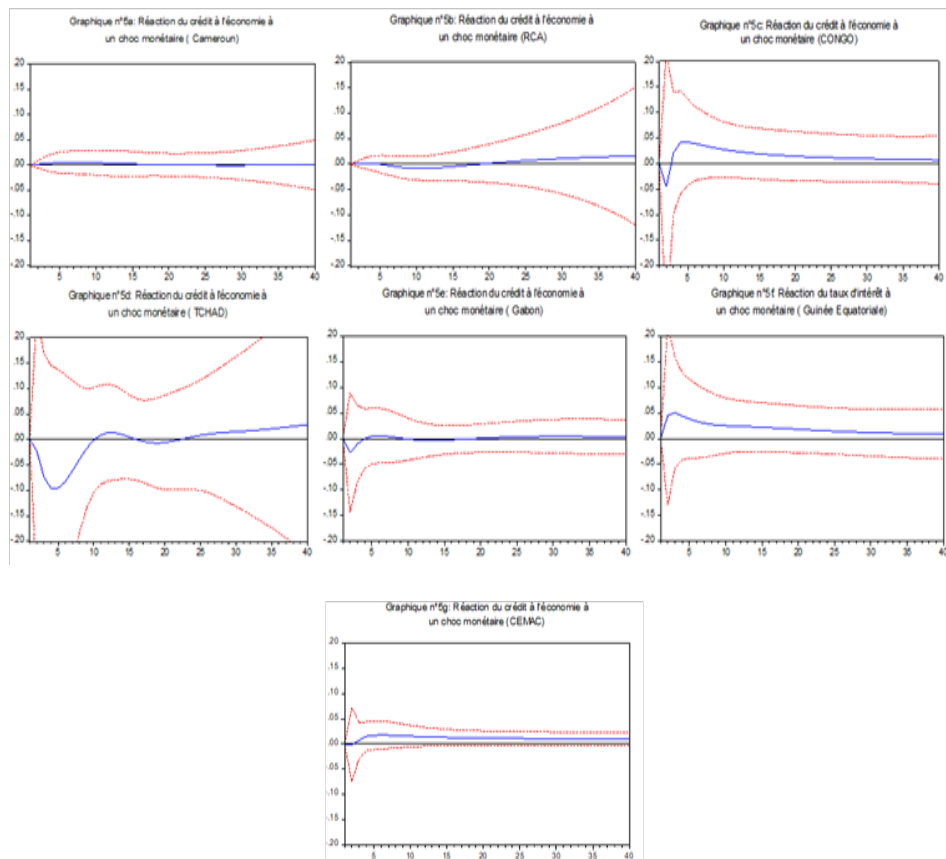


Figure A6. Réaction de liquidité suite à un choc de politique monétaire

Source : auteurs à partir des données de la BEAC obtenues sur EViews10.

References

- Bendahmane, M. E. A., & Aouar, A. (2020). Relation entre chômage, croissance, inflation et investissement direct étranger en Algérie. *Journal des Études Économiques Contemporaines*, 5(10), 168–183.
- Blanchard, O., & Quah, D. (1989). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, 79, 655–673.
- Blot, C., Creel, J., Huber, T. P., & Labondance, F. (2018). Les effets redistributifs des politiques monétaires de la BCE. *Revue d'Économie Financière*, 128, 165–180.
- Boivin, J., Giannoni, M. P., & Mojon, B. (2008). How has the euro changed the monetary transmission mechanism? *NBER Macroeconomics Annual*, 23(1), 77–126.
- Bruneau, C., & De Bandt, O. (1999). La modélisation VAR « structurel »: Application à la politique monétaire en France. *Économie & Prévision*, 137, 67–94.
- Gaffard, J. L. (2014). *Politique monétaire, stabilité macroéconomique et changement structurel*. Document de Travail de l'OFCE, 2010-09.
- Jayawickrema, V. (2019). *Monetary policy rules and macroeconomic stability*. MPRA Working Paper, 95590.
- Krugman, P. R. (2009). Increasing returns in trade and geography. *The American Economic Review*, 99(3), 561–571.
- MacCallum, T. (1997). Crucial issues concerning central bank independence. *Journal of Monetary Economics*, 39(1), 99–112.
- Metay, Y., & Rudelle, C. (2006). *Économie-droit. Terminale STG*. Bréal.
- Mishkin, F. S. (2015). Macroeconomics: Theory and practice. *Monetary Economics*, 2, 1–32.
- Montoussé, M. (2008). *Sciences économiques et sociales*. Édition Bréal.
- Phillips A.W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wages in the United Kingdom, 1861–1957. *Economica*, 25(100), 283–299. <https://doi.org/10.2307/2550759>
- Rakotoarisoa, A. L. J. (2019). *Politique monétaire et croissance économique à Madagascar*. Universitaires Européennes.
- Senai, A., & FEKIR, H. (2021). La politique monétaire et la stabilité en Algérie: Approche par le modèle ARDL (1990–2018). *Les Cahiers de MECAS*, 17(1).
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48, 1–48.
- Sims, C., & Zha, T. (1998). Does monetary policy generate recessions? Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper, pp. 98–12.
- Tobin, J. (1965). Money and economic growth. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 33(4), 671–684.

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 via le système électronique <https://journals.ue.poznan.pl/rielf/user/register>

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

