

REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

N° 35 – JUIN 2024



BCEAO
BANQUE CENTRALE DES ETATS
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST



BCEAO

BANQUE CENTRALE DES ETATS
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

Siège - Avenue Abdoulaye FADIGA
BP : 3108 - DAKAR (Sénégal)
Tél. : +221 33 839 05 00
Télécopie : +221 33 823 93 35
Site internet : <http://www.bceao.int>

Directeur de Publication
Ndèye Amy Ngom SECK
*Directeur de la Recherche
et des Partenariats*

*Emails : courrier.zdrp@bceao.int
rem@bceao.int*

Impression :
Imprimerie de la BCEAO
BP : 3108 - DAKAR

Les opinions exprimées dans cette revue sont publiées sous la responsabilité exclusive de leurs auteurs et ne constituent, en aucun cas, la position officielle de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO).

La reproduction intégrale ou partielle des articles ne peut être faite qu'avec l'autorisation préalable des auteurs. Les demandes sont adressées à la BCEAO à qui une copie du document contenant les articles reproduits sera remise.

Toutefois, sont autorisées les reproductions destinées à un usage strictement personnel et privé ou les analyses et courtes citations justifiées par le caractère scientifique ou d'information de l'œuvre dans laquelle elles sont incorporées, à condition d'en mentionner la source.

LISTE DES MEMBRES DES ORGANES DE LA REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

La REM est dotée d'organes conformes aux standards internationaux, à savoir un Secrétariat d'Edition, un Comité Editorial, un Comité Scientifique et un Directeur de Publication.

Le Comité Editorial est un organe interne à la Banque Centrale composé comme suit :

- le Directeur Général du Centre Ouest Africain de Formation et d'Etudes Bancaires, Président ;
- le Directeur de la Recherche et des Partenariats ;
- le Directeur des Enseignements et des Programmes de Formation ;
- le Directeur de la Conjoncture Economique et des Analyses Monétaires ;
- le Directeur des Etudes Economiques et de l'Intégration Régionale ;
- le Directeur des Statistiques ;
- le Directeur de la Stabilité Financière ;
- le Directeur des Activités Bancaires et des Financements Alternatifs.

Le Comité Scientifique regroupe des membres externes à la Banque Centrale, en l'occurrence des universitaires et des chercheurs de renom, reconnus pour leur expertise dans le domaine des sciences économiques et de la monnaie. Il est composé comme suit :

- Professeur Adama DIAW, Université Gaston Berger de Saint-Louis (Sénégal), Président ;
- Professeur Mama OUATTARA, Université Félix Houphouët-Boigny (Côte d'Ivoire), membre ;
- Professeur Idrissa OUEDRAOGO, Université de Ouaga II (Burkina Faso), membre ;
- Professeur Nasser Ary TANIMOUNE, Université d'Ottawa (Canada), membre ;
- Professeur Charlemagne Babatoundé IGUE, Université d'Abomey-Calavi (Bénin), membre ;
- Professeur Yaya SISSOKO, Indiana University of Pennsylvania (Etats- Unis d'Amérique), membre ;
- Professeur Ahmadou Aly MBAYE, Université Cheikh Anta DIOP de Dakar (Sénégal), membre ;
- Professeur Issouf SOUMARE, Université Laval (Canada), membre ;
- Professeur Akoété Ega AGBODJI, Université de Lomé (Togo), membre ;

- Professeur Jean-Paul POLLIN, Université d'Orléans (France), membre ;
- Professeur Georges KOBOU, Université de Yaoundé II (Cameroun), membre ;
- Professeur Ali LAZRAK, British Columbia University (Canada), membre.

Le **Secrétariat d'Edition** est assuré par la Direction en charge de la Recherche de la BCEAO.

Le **Directeur de Publication** de la Revue Economique et Monétaire (REM) est le Directeur en charge de la Recherche.

SOMMAIRE

AVANT-PROPOS.....7

**EFFET DE L'INCLUSION FINANCIERE SUR L'EFFICACITE DE LA POLITIQUE
MONETAIRE DANS L'UEMOA.....8**

**EFFETS ASYMETRIQUES DU TAUX DE CHANGE SUR LES PRIX DANS
L'UEMOA43**

NOTE AUX LECTEURS 76

AVANT-PROPOS

La Revue Economique et Monétaire (REM) est une revue scientifique éditée et publiée par la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), dans le cadre de ses actions destinées à promouvoir la recherche au sein de l'Institut d'émission et dans les Etats membres de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). Cette revue a pour vocation de constituer un support de référence pour les publications des universitaires et chercheurs de l'UEMOA, mais également pour les travaux de recherche qui s'intéressent aux économies en développement en général et à celles de l'Union en particulier.

Ce trente-cinquième numéro de la Revue comprend deux (2) articles dont le premier est intitulé « Effet de l'inclusion financière sur l'efficacité de la politique monétaire dans l'UEMOA » et le second « Effets asymétriques du taux de change sur les prix dans l'UEMOA ».

Le premier article analyse l'influence de l'inclusion financière sur l'efficacité de la politique monétaire dans l'UEMOA appréhendée par son effet sur le taux d'inflation. La démarche méthodologique a consisté en l'estimation d'un modèle de panel classique à partir des données sur les huit (08) pays de l'UEMOA couvrant la période 2007-2020. L'inclusion financière est captée à travers les dimensions telles que l'accès, l'utilisation et l'accessibilité-prix des services financiers. Les résultats des estimations par la méthode des moindres carrés généralisée (MCG) révèlent que l'inclusion financière influe négativement et significativement sur le taux d'inflation. Plus spécifiquement, le taux global de pénétration démographique ainsi que le taux global de pénétration géographique des services financiers constituent les principaux indicateurs affectant significativement l'inflation. Cet effet indirect est toutefois marginal sur la durée de l'étude. Au regard des résultats, l'étude suggère la promotion des innovations financières adaptées aux besoins des agents économiques et susceptibles de faciliter la proximité des services financiers vis-à-vis des populations, tout en limitant les coûts d'implantation et de gestion de succursales bancaires. L'étude suggère que la mise en œuvre effective des mesures de la stratégie régionale d'inclusion financière dans l'UEMOA contribuerait à améliorer l'impact de la politique monétaire sur les économies de l'Union.

Le second article évalue les effets des variations du taux de change nominal entre le FCFA et le Dollar américain sur le niveau général des prix dans l'UEMOA. Pour ce faire, l'auteur spécifie un modèle non linéaire autorégressif à retards échelonnés (NARDL) mettant en relation les phases d'appréciation et de dépréciation dudit taux de change avec l'indice harmonisé des prix à la consommation (IHPC). Ce modèle est estimé sur des données de panel des pays de l'UEMOA (à l'exception de la Guinée-Bissau) allant de la période 1970 à 2017. Les résultats mettent en évidence qu'à long terme, une dépréciation de 1% du taux de change nominal entre le FCFA et le Dollar américain induit une augmentation de l'IHPC de 0,61% dans l'UEMOA, tandis qu'une appréciation de 1% du taux de change induit une diminution de l'IHPC de 0,44% dans l'Union. Sur cette base, l'auteur suggère la prise en compte des effets non linéaires du taux de change dans la conception des modèles de prévision de l'inflation de la BCEAO.

Au total, ce trente-cinquième numéro de la REM permet d'aborder à la fois les questions relatives aux effets de l'inclusion financière et du taux de change sur le niveau général des prix dans l'UEMOA.

EFFET DE L'INCLUSION FINANCIERE SUR L'EFFICACITE DE LA POLITIQUE MONETAIRE DANS L'UEMOA

Djakaria TOU¹ et Mahamadou DIARRA²

Résumé

L'objectif de la présente étude est d'analyser les effets de l'inclusion financière (IF) sur l'efficacité de la politique monétaire dans l'espace UEMOA. Pour ce faire, nous avons utilisé des données de l'ensemble des huit (8) pays de l'UEMOA et sur la période 2007-2020. Les résultats des estimations issues de la méthode des moindres carrés généralisée (MCG) ont révélé que l'inclusion financière dans sa globalité (indice synthétique et les dimensions accès et utilisation) influence négativement et significativement le taux d'inflation utilisé comme proxy de l'efficacité de la politique monétaire. Autrement dit, l'inclusion financière améliore l'efficacité de la politique monétaire dans l'UEMOA. De façon spécifique, nos résultats soutiennent que le taux global de pénétration démographique des services financiers (SF), le taux global de pénétration géographique des SF et le taux global d'utilisation des SF sont les principales variables susceptibles de favoriser l'effet de l'inclusion financière sur l'efficacité de la politique monétaire. Toutefois, l'effet indirect demeure marginal sur la période de l'étude. Par conséquent, les initiatives des autorités monétaires en faveur de l'inclusion financière doivent être plus orientées vers la promotion des innovations financières, adaptées aux besoins des agents économiques et susceptibles de faciliter la proximité des SF avec les populations, tout en limitant les coûts d'implantation et de gestion de succursales bancaires.

INFORMATIONS SUR L'ARTICLE

Historique de l'article :

Soumis le 16 novembre 2022.

Reçu en première version révisée le 26 avril 2023.

Reçu en deuxième version révisée le 23 août 2023.

Reçu en troisième version révisée le 12 octobre 2023.

Accepté le 11 mars 2024

Classification JEL : C23, E52, E58, G21

Mots-clés : Inclusion financière, efficacité de la politique monétaire, UEMOA, MCG.

¹ Docteur en Sciences Économiques au Laboratoire d'Économie Appliquée (LABEA) de l'Université Norbert ZONGO (UNZ)

² Professeur Titulaire Agrégé des Facultés des Sciences Economiques Directeur du Laboratoire d'Économie Appliquée de l'Université Norbert ZONGO-Koudougou (Burkina Faso)

Abstract

The aim of this study is to analyze the effects of financial inclusion (FI) on the effectiveness of monetary policy in the WAEMU. For this purpose, we make use of data from all eight (8) WAEMU countries covering the period 2007-2020. Our estimation results derived from the generalized least squares (GLS) method revealed that financial inclusion as a whole (synthetic index and the dimensions of access and use) has a significant negative influence on the inflation rate used as a proxy for the effectiveness of the monetary policy. In other words, financial inclusion improves the effectiveness of monetary policy in the WAEMU. In particular, our results suggest that the overall demographic penetration rate of financial services (FS), the overall geographical penetration rate of FS, and the overall utilization rate of FS are the main indicators that can enhance the effect of financial inclusion on the effectiveness of monetary policy. However, the indirect effect remains marginal during the period of the study. Therefore, monetary authorities' initiatives in favor of financial inclusion should be geared mainly towards promoting financial innovations tailored to the needs of economic agents and facilitating the proximity of FS to the populations, while limiting the costs of setting up and managing bank branches.

ARTICLE INFORMATIONS

Article history:

Submitted on November 16, 2022.

Received in first revised form on April 26, 2023.

Received in second revised form on August 12, 2023.

Received in third revised form on October 10, 2023.

Accepted on March 11, 2024.

JEL Codes: C23, E52, E58, G21

Keywords: Financial inclusion, effectiveness of monetary policy, WAEMU, GLS.

INTRODUCTION

L'inclusion financière (IF) est devenue un pilier majeur dans la définition et la mise en œuvre des politiques publiques des pays en développement. Sa place dans le processus de développement a été reconnue par de nombreux analystes qui lui attribuent le rôle d'instrument de relance économique (Demirguc-Kunt et Levine, 2009 ; Beck et al., 2007 ; Levine, 2005 ; Levine, 1997), de lutte contre les inégalités et la pauvreté (Beck et al. 2007 ; Kempson, 2006). Aussi, au regard de ses avantages, l'inclusion financière est présentée par plusieurs États et institutions comme un objectif intermédiaire de la politique économique. Il s'agit en général de pallier le faible accès des ménages et des entreprises aux produits et services financiers formels qui demeure encore l'une des caractéristiques communes des économies en développement. En effet, sans accès aux institutions financières formelles, les agents économiques sont limités dans leurs capacités à épargner et à emprunter (Mehrotra et Nadhanael, 2016 ; Mehrotra et Yetman, 2014). En favorisant les comportements d'épargne et d'investissement, les politiques d'inclusion financière soulèvent en filigrane la problématique de leur compatibilité avec les autres objectifs de la politique économique. En particulier, il est utile de savoir si les actions en faveur de l'IF n'affectent pas la réalisation des autres objectifs de la Banque Centrale, notamment celui qui consiste à rechercher la stabilité des prix.

D'un point de vue théorique, plusieurs auteurs se sont intéressés aux effets de l'IF sur l'efficacité de la politique monétaire. Ces recherches ont particulièrement mis en exergue les implications d'une faible participation des agents non financiers au marché financier formel sur l'efficacité de la politique monétaire (Galí et al., 2004 ; Di Bartolomeo et Rossi, 2007 ; Bilbiie, 2008 ; Bilbiie et Straub, 2012). Ainsi, l'hypothèse largement partagée est que les variations des taux d'intérêt directs ne peuvent avoir que de faibles effets sur les décisions intertemporelles des agents économiques, si ces derniers ont un accès limité aux institutions financières (Bilbiie et Straub, 2012 ; Mehrotra et Yetman, 2014). Aussi, selon le FMI (2019), l'accès des PME au secteur financier formel permet aux taux d'intérêt de jouer pleinement leur rôle dans l'économie, tout en renforçant la transmission de la politique monétaire et en permettant aux autorités monétaires d'assurer plus facilement la stabilité des prix.

Dans l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA), la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) a mis en œuvre une stratégie Régionale d'Inclusion Financière (SRIF) sur la période 2016-2020. Cette stratégie, accompagnée par des actions des États membres, a permis de réaliser d'importants progrès dans le domaine de l'IF. En effet, après quelques années de mise en œuvre de cette politique régionale d'inclusion financière, les faits montrent que le taux global d'utilisation des SF (TGUSF) est passé de 14,3% en 2007 à 63,8% en 2020 (BCEAO, 2021 ; 2018). Ces performances de la région sont de plus en plus liées au développement des systèmes financiers décentralisés (SFD) et des services de monnaie électronique. En effet, le taux de bancarisation au sens strict de la population adulte au niveau de l'UEMOA, en 2020, était inférieur à 20%, soit 19,3% ; tandis que le taux de bancarisation élargi incluant les SFD est ressorti à 39,8%, soit une part contributive de plus de 20% (BCEAO, 2021). Ces SFD, se situant à la frontière entre les banques et les institutions informelles (les tontines) (Tanimoune, 2007), sont apparus de façon formelle en 1993 comme des vecteurs efficaces et indispensables pour lutter contre la vulnérabilité des populations à revenus modestes, aussi bien en milieu rural qu'urbain.

Ces statistiques, en matière d'inclusion financière indiquent que des progrès ont été réalisés ces dernières années. Toutefois, elles pourraient susciter des interrogations, en lien avec l'efficacité de la politique monétaire, surtout dans un contexte global d'inflation. En particulier, il paraît légitime

de s'interroger sur les effets de l'inclusion financière sur l'efficacité de la politique monétaire dans l'UEMOA.

Dans la littérature empirique, les études montrent que l'inclusion financière améliore l'efficacité de la politique monétaire en agissant négativement sur le niveau d'inflation (Komala et Widodo, 2022 ; Akanbi et al., 2020 ; Huong, 2018 ; Mehrotra et Yetman, 2014 ; Mbutor et Uba, 2013). Cependant, à l'exception de Akanbi et al. (2020), peu de travaux se sont intéressés aux effets indirects de l'inclusion financière sur l'efficacité de la politique monétaire.

Cette étude a pour objectif d'évaluer les effets de l'inclusion financière sur l'efficacité de la politique monétaire dans l'UEMOA. Sa contribution dans la littérature empirique, relative aux effets de l'inclusion financière sur l'efficacité de la politique monétaire, est double. En premier lieu, contrairement à la plupart des travaux (Komala et Widodo, 2022 ; Akanbi et al., 2020 ; Huong, 2018) qui approximent l'inclusion financière par une variable ou quelques facteurs spécifiques au système bancaire, cet article considère l'IF dans toutes ses dimensions. En second lieu, l'étude met en évidence les effets directs et indirects de l'IF sur l'efficacité de la politique monétaire dans l'UEMOA. L'examen des effets de l'inclusion financière sur l'efficacité de la politique monétaire permettra aux autorités monétaires de l'UEMOA d'identifier les indicateurs sur lesquels elles pourraient agir, en vue d'améliorer l'inclusion financière tout en veillant à la stabilité des prix.

La suite de l'article est articulée autour des sections suivantes. La première section présente la situation de l'inclusion financière et le niveau d'inflation dans l'UEMOA. La deuxième section énumère l'ensemble des travaux traduisant la relation entre l'inclusion financière et l'efficacité de la politique monétaire. L'approche méthodologique fera l'objet de la troisième section. La section 4, en particulier la sous-section 3, présente les résultats issus de la méthode des moindres carrés généralisée (MCG) et leurs discussions. La dernière section conclut et propose des implications, en termes de politiques économiques.

I. REVUE DE LA LITTERATURE SUR L'INCLUSION FINANCIERE ET L'EFFICACITE DE LA POLITIQUE MONETAIRE

La présente section met en relief la littérature existante sur le lien entre l'inclusion financière et l'efficacité de la politique monétaire. Sur le plan théorique, l'attention des chercheurs est d'abord focalisée sur le rôle du taux d'intérêt dans la mise en œuvre de la politique monétaire et ensuite sur les implications d'une faible participation des agents non financiers au marché des actifs sur la politique monétaire. Au plan empirique, certains travaux se sont intéressés particulièrement aux effets de l'inclusion financière sur l'efficacité de la politique monétaire tandis qu'un volet de la littérature examine, d'une part, l'ampleur de l'effet de la politique monétaire sur l'inclusion financière et, d'autre part, la relation causale entre l'inclusion financière et la politique monétaire.

I.1 Revue théorique

Dans cette section, nous exposons les travaux théoriques qui permettent de mettre en évidence la politique monétaire dans un contexte où une frange importante des agents économiques demeure exclue du système financier formel. Les premiers travaux se sont focalisés sur le taux d'intérêt pour mettre en lumière l'efficacité de la politique monétaire. L'hypothèse sous-jacente de cette partie de la littérature est que la politique des taux d'intérêt pourrait avoir des effets directs ou indirects sur le comportement des agents non financiers. En effet, les variations des taux directeurs des banques centrales affectent les taux interbancaires puis les taux débiteurs bancaires qui influent sur les comportements des agents non financiers, à travers la consommation des ménages et l'investissement des firmes. Pour Wicksell (1898 ; 1907), il est possible de stabiliser le niveau des

prix par une régulation des taux bancaires. A cet effet, il préconise que les autorités monétaires fixent le taux d'intérêt de telle sorte qu'il gravite autour du « taux naturel », c'est-à-dire l'efficacité marginale du capital.

Partant du principe que le taux d'intérêt est fixé et ne s'ajuste pas à l'évolution de l'inflation, Friedman (1968) soutient que l'écart entre le taux nominal fixé par la Banque centrale et le taux naturel compatible avec l'équilibre de l'économie pourrait s'expliquer par la différence d'anticipations entre agents privés et autorités monétaires. Cet écart engendre une dérive des prix qui amplifie la divergence des anticipations et se traduit par un dérapage inflationniste cumulatif. Dans la même lancée que Friedman, Sargent et Wallace (1975) soutiennent que toute anticipation des agents économiques est auto-réalisatrice, car toute augmentation de la masse monétaire est suivie systématiquement d'une hausse du niveau général des prix. A leur suite, Woodford (1999a ; 2001) souligne que la stabilisation de l'inflation et de l'écart de production sont des objectifs raisonnables pour la politique monétaire, à condition que l'écart de production soit correctement défini. La règle de Taylor permet de stabiliser l'inflation et l'écart de production car elle intègre plusieurs caractéristiques d'une politique monétaire optimale. Ainsi, une règle de rétroaction satisfait au principe de Taylor lorsqu'en cas d'augmentation soutenue du taux d'inflation de k pour cent, le taux d'intérêt nominal augmente de plus de k pour cent. Cette réaction du taux d'intérêt nominal face au taux d'inflation est qualifiée par Taylor (1999) comme un critère de bonne politique monétaire.

Ce rôle du taux d'intérêt dans la conduite de la politique monétaire a suscité des interrogations au niveau de la littérature, en lien avec l'efficacité de la politique monétaire dans un contexte de faible niveau d'inclusion financière. En effet, de nombreux travaux se sont intéressés aux implications d'une faible participation des agents non financiers au marché financier sur la politique monétaire. À ce titre, Galí et al. (2004) utilisent un modèle standard néo-keynésien pour tenir compte d'une fraction des consommateurs qui n'empruntent pas ou n'épargnent pas, afin de lisser la consommation, mais suivent plutôt une règle empirique simple qui est de consommer à chaque période leur revenu disponible. Ils aboutissent à la conclusion que lorsque la banque centrale suit une règle qui implique un ajustement du taux d'intérêt nominal, en réponse aux variations de l'inflation et de la production actuelle, la taille du coefficient d'inflation qui est nécessaire pour exclure les équilibres multiples est une fonction croissante du poids des consommateurs qui n'empruntent ou n'épargnent pas dans l'économie. Cela stipule que l'utilisation du canal des taux d'intérêt nominal par la banque centrale pour assurer la stabilité des prix n'est efficace que lorsque la plupart des ménages sont inclus dans le système financier formel. A la suite de Galí et al. (2004), Di Bartolomeo et Rossi (2007) examinent les effets d'une participation limitée au marché des actifs sur l'efficacité de la politique monétaire dans le contexte du modèle néo-keynésien d'équilibre dynamique. Contrairement à Galí et al. (2004), ils montrent qu'un faible niveau d'inclusion financière ne réduit pas l'efficacité de la politique monétaire comme attendu, car la demande de consommation est plus sensible au revenu des ménages exclus que ceux inclus au système financier. Pour ces auteurs, la politique monétaire affecte la consommation des ménages inclus et, par conséquent, les revenus des ménages exclus, créant ainsi un canal de politique indirecte qu'ils qualifient d'effet keynésien. En effet, une augmentation des taux d'intérêt affecte négativement la consommation des ménages financièrement inclus. Cela induit une baisse des salaires réels et de la demande de consommation des ménages exclus du système financier formel. Ainsi, dans les économies où la participation au marché des actifs est limitée, la variation de la demande stimule également la modification du plan de consommation des agents qui n'ont pas accès au crédit en raison de l'évolution du revenu disponible.

Par la suite, Bilbiie et Straub (2012) ont démontré que la logique de l'agrégat monétaire est inversée lorsque la participation au marché des actifs est suffisamment faible. Ils expliquent cela par le fait

que les hausses de taux d'intérêt deviennent expansionnistes et une politique monétaire passive assure la détermination de l'équilibre et maximise le bien-être. Par conséquent, ils affirment qu'une participation limitée au marché des actifs est essentielle pour expliquer les performances macroéconomiques et la politique monétaire.

I.2 Revue empirique

La relation entre l'inclusion financière et la politique monétaire a fait l'objet de plusieurs études empiriques. Un volet de la littérature a mis en exergue l'effet de l'inclusion financière sur l'efficacité de la politique monétaire. La plupart des analyses sur données de panels ont abouti à la conclusion qu'il existe une relation négative et significative entre l'inclusion financière et le niveau d'inflation (proxy de l'efficacité de la politique monétaire). Par exemple, Komala et Widodo (2022) soutiennent que l'inclusion financière a un effet négatif sur l'inflation à long terme et à court terme sur un échantillon de neuf (9) pays de l'Association des Nations de l'Asie du Sud-Est (ASEAN) au cours de la période 2010-2019. Ils concluent que l'inclusion financière par le biais de l'accès et de l'utilisation des services financiers améliore l'efficacité de la politique monétaire dans ces pays. Lenka et Bairwa (2016) analysent, quant à eux, l'influence de l'inclusion financière sur la politique monétaire des pays de l'Association sud-asiatique pour la coopération régionale (ASACR) de 2004 à 2013. Leurs estimations par la méthode des moindres carrés généralisée (MCG) montrent que l'inclusion financière, le taux de change et les taux d'intérêts sont négativement associés à l'inflation dans les pays de l'ASACR.

Dans le même registre des données de panel, Mehrotra et Yetman (2014) font recours à la démarche théorique préconisée par Galí et al. (2004) pour examiner l'effet de chaque niveau d'inclusion financière sur l'efficacité de la politique monétaire d'un échantillon de 142 pays sur la période 2000-2012. Les résultats issus de l'estimation d'un modèle à panel VAR ont permis de conclure qu'une politique monétaire optimale implique une relation positive entre la part des ménages financièrement inclus et le ratio de la volatilité de la production à la volatilité de l'inflation. Leurs résultats reposent principalement sur les banques centrales dotées d'une grande autonomie dans leurs décisions de politique monétaire. Anh The Vo et al. (2019) ont examiné la contribution de l'inclusion financière à la stabilité macroéconomique dans 22 pays émergents et frontaliers. Leurs résultats ont montré que l'inclusion financière favorise la stabilité des prix et la croissance économique. Oanh et al. (2023) ont, quant à eux, évalué le lien entre l'inclusion financière, la politique monétaire et la stabilité financière dans 58 pays, dont 31 pays à revenu élevé et 27 pays à revenu faible sur la période 2004-2020. En utilisant la méthode PVAR, leurs résultats suggèrent que dans les pays à faible revenu, l'inclusion financière accroît la stabilité financière et réduit l'inflation. Dans les pays à revenu élevé, au contraire, l'inclusion financière accroît l'instabilité financière, ce qui conduit à une inflation à long terme.

A partir des données semestrielles couvrant la période 2008-2014, Lapukeni (2015) évalue l'impact de l'inclusion financière sur l'efficacité de la politique monétaire au Malawi. Les estimations issues de la modélisation à vecteur autorégressif (VAR) et du test de causalité de Granger montrent qu'il existe une relation inverse entre l'offre de monnaie et le taux d'inflation au Malawi, contrairement aux prédictions de la théorie économique. Cette contradiction de la théorie économique pourrait s'expliquer, selon l'auteur, par le fait que l'inflation au Malawi n'est pas prédominée par des facteurs monétaires, mais par la vulnérabilité du pays aux chocs extérieurs et l'imperfection du marché. Ces résultats ont permis de conclure que l'inclusion financière permettra à la politique monétaire d'étendre sa portée sur les personnes exclues du système financier et d'orienter les pouvoirs publics vers de meilleures prédictions des mouvements d'inflation, en utilisant les statistiques monétaires.

Contrairement à leurs prédécesseurs, Akanbi et al. (2020) ont analysé les effets directs et indirects des variables d'inclusion financière sur la politique monétaire en Afrique de l'Ouest. Les résultats des estimations issues de la méthode des moments généralisée (GMM) et le test de causalité de Granger sur données de panel montrent que l'inclusion financière est un déterminant important des objectifs de la politique monétaire ; elle affecte le taux d'inflation. Ils concluent alors que l'inclusion financière devrait être élargie pour inclure un grand nombre d'agents économiques dans les zones rurales et le secteur informel, en raison du volume important des transactions. Dauda (2022) évalue l'effet de l'inclusion financière sur l'efficacité des canaux de transmission de la politique monétaire par le biais des taux d'intérêt en Afrique de l'Ouest sur la période 2005-2020. Les résultats obtenus par le biais de la méthode des moments généralisée (GMM) montrent que l'inclusion financière (le nombre de guichets automatiques et le nombre de succursales bancaires) améliore l'efficacité du canal des taux d'intérêt dans la transmission de la politique monétaire. En plus, l'auteur a montré que le taux d'intérêt et la croissance de la monnaie ont, chacun, un impact significatif sur l'inflation utilisée comme indicateur de la politique monétaire en Afrique de l'Ouest. À cet effet, il recommande que les autorités politiques en Afrique de l'Ouest s'engagent à nouveau à assurer l'accès pour tous aux services financiers.

Au total, il semble se dégager de la revue des études faisant recours aux données de panel un consensus sur le fait que l'inclusion financière affecte les objectifs de la politique monétaire, notamment la stabilité des prix, dans les pays en développement. D'autres études basées sur des séries temporelles et en coupe transversale semblent confirmer ce résultat. Elsherif (2019) a ainsi analysé la relation entre l'inclusion financière et la transmission de la politique monétaire en Egypte. Il a montré que l'inclusion financière, la masse monétaire et le taux de change affectent l'efficacité de la politique monétaire. Cependant, il a montré qu'à long terme plus de 38% des variations dans l'efficacité de la politique monétaire sont expliquées par le taux de change, contre 21% pour l'inclusion financière. Par ailleurs, l'auteur constate qu'il existe une relation bidirectionnelle entre l'inflation (proxy de l'efficacité de la politique monétaire) et l'inclusion financière.

S'intéressant au cas vietnamien, Huong (2018) examine l'impact de l'inclusion financière sur la politique monétaire. Les résultats issus des estimations par les méthodes des moindres carrés ordinaires (MCO) et celle des moindres carrés généralisée (MCG) révèlent que l'inclusion financière affecte négativement le taux d'inflation. Il conclut alors que l'inclusion financière devrait permettre à la politique monétaire d'étendre sa portée aux exclus financièrement et aider les décideurs à faire de meilleures prédictions des mouvements de l'inflation. Cependant, en se focalisant sur le cas du Nigeria, Mbutor et Uba (2013) trouvent que le coefficient du nombre d'agences bancaires est positif, soit le mauvais signe, dans l'analyse de l'impact de l'inclusion financière sur la politique monétaire. Ils expliquent ce signe positif par le fait qu'en ouvrant des succursales, les banques recherchent principalement des profits au détriment de l'inclusion financière qui est un objectif de politique économique du gouvernement.

Une autre partie de la littérature empirique s'est intéressée plus spécifiquement à l'examen de l'ampleur de l'impact de la politique monétaire sur l'inclusion financière. En examinant le cas du Nigeria, Tonuchi et al. (2021) mesurent l'inclusion financière par deux dimensions prises différemment telles que l'accès et l'utilisation des services financiers et approximent l'efficacité de la politique monétaire par deux variables telles que le taux d'inflation et le taux d'intérêt des emprunts. Leurs résultats ont révélé que les Fintechs améliorent l'efficacité de la politique monétaire et l'inclusion financière au Nigeria, contrairement à l'assertion populaire qui estime que les FinTechs entravent l'efficacité de la politique monétaire. Pour Yin et al. (2019), l'inclusion financière étant une valeur de référence politique, il est nécessaire d'examiner la relation qui existe entre l'inclusion financière et les circonstances de la politique monétaire et les fondamentaux économiques.

Leurs résultats ont révélé que la politique monétaire a un impact positif à court terme sur l'inclusion financière, bien que les fondamentaux économiques agissent de façon contraire. Selon ces résultats, la politique monétaire favorise l'inclusion financière à court terme tandis qu'un retournement de la conjoncture économique affecte négativement cette relation.

Par ailleurs, certains travaux se sont intéressés à la relation causale entre l'inclusion financière et la politique monétaire. Evans (2016) a fait recours aux données d'un panel de quinze (15) pays sur la période 2005-2014 et a trouvé qu'il existe une causalité bidirectionnelle entre, d'une part, la masse monétaire et l'efficacité de la politique monétaire et, d'autre part, le taux d'intérêt et l'efficacité de la politique monétaire. Cependant, l'auteur aboutit à la conclusion que l'inclusion financière n'est pas un maillon important de l'efficacité de la politique monétaire en Afrique. A la suite d'Evans (2016), Anarfo et al. (2019) estiment qu'il existe une relation bi-causale entre la politique monétaire et l'inclusion financière sur un échantillon de 48 pays d'Afrique Subsaharienne sur la période 1990-2014. Plus spécifiquement, il est pertinent que la politique monétaire affecte l'inclusion financière et vice versa. Arshad et al. (2021) se sont focalisés sur un échantillon de 40 pays dont 10 pays développés et 30 pays en développement sur la période 2004-2018. Les résultats de leur étude ont révélé qu'il existe une relation inverse entre l'inclusion financière et le taux d'inflation.

En somme, l'un des constats majeurs, au regard de la littérature se rapportant exclusivement aux effets de l'inclusion financière sur l'efficacité de la politique monétaire, est l'absence de travaux en lien avec une union monétaire. La plupart de ces travaux en panel se sont intéressés aux Etats n'appartenant pas à la même union monétaire.

La présente étude vient donc combler ce vide. En plus, peu d'études ont pris en compte l'inclusion financière dans toutes ses dimensions. La plupart de ces travaux se sont plus focalisés en faveur d'une approximation de l'inclusion financière par un facteur donné du système financier. Enfin, à l'exception de Akanbi et al. (2020), peu d'études ont été consacrées aux effets indirects de l'inclusion financière sur l'efficacité de la politique monétaire. Ainsi, il est nécessaire d'analyser les effets directs et indirects de l'inclusion financière dans toutes ses dimensions sur l'efficacité de la politique monétaire dans l'espace UEMOA.

II. INCLUSION FINANCIÈRE ET NIVEAU D'INFLATION DANS L'UEMOA

La BCEAO publie périodiquement une série d'indicateurs d'inclusion financière sur la base des services financiers (SF) offerts par les banques, les établissements financiers et les SFD dans les pays de l'Union. Ces indicateurs permettent de rendre compte de l'évolution du niveau d'inclusion au système financier formel des populations de l'espace UEMOA. Chacun de ces indicateurs, au nombre de sept (7), fait partie intégrante de l'une des dimensions de l'inclusion financière, à savoir l'accès, l'utilisation et l'accessibilité-prix des services financiers.

La dimension « accessibilité » des SF est composée de deux indicateurs dont l'un mesure la proximité des SF vis-à-vis des populations dénommé « *taux global de pénétration démographique des SF (TGPSFd)* » et l'autre évalue le nombre de points de services disponibles sur une superficie de 1.000 km² soit le « *taux global de pénétration géographique des SF (TGPSFg)* » (BCEAO, 2021). L'analyse du tableau 1 ci-après montre qu'en moyenne sur la période 2007-2020, le **TGPSFd** se situe à 29,78 points de services pour 10.000 adultes et le **TGPSFg** à 120,93 points de services sur 1 000 km² dans l'espace UEMOA. Le niveau moyen le plus élevé du taux global de pénétration démographique a été observé au Bénin (50,07 points) et le plus faible en Guinée-Bissau (1,28 point). Le classement est similaire en ce qui concerne le taux global de pénétration géographique. Cependant, cette comparaison des pays par le biais de la dimension accessibilité des SF peut sembler moins pertinente au regard de la différence en termes de superficie entre Etats.

La dimension « utilisation » quant à elle est composée de trois indicateurs, à savoir le « *taux de bancarisation strict (TBS)* », qui indique la proportion de la population adulte (âgée de 15 ans et plus) détenant un compte dans les banques, les services postaux, les caisses nationales d'épargne et le Trésor, le « *taux de bancarisation élargi (TBE)* » qui complète le taux de bancarisation strict par le pourcentage de la population adulte détentrice d'un compte dans les institutions de microfinance et le « *taux global d'utilisation des SF (TGUSF)* ». Ce dernier est un cumul du taux de bancarisation élargi et du pourcentage de la population adulte titulaire d'un compte de monnaie électronique auprès des établissements émetteurs de monnaie électronique (BCEAO, 2021). En moyenne sur la période 2007-2020, le taux global d'utilisation des SF était de 23,35% dans l'UEMOA. Le plus fort taux a été enregistré au niveau du Bénin (56,2%) et le plus faible taux au Niger (11,34%). La progression moyenne de ce taux, dans pratiquement l'ensemble des pays de l'UEMOA, s'explique en grande partie par l'utilisation accrue des services de monnaie électronique dans la zone.

En ce qui concerne la dimension « accessibilité-prix », elle est composée du « *taux d'intérêt nominal des dépôts (TINd)* » qui mesure la rémunération de l'épargne au niveau des banques et des systèmes financiers décentralisés et du « *taux d'intérêt nominal des crédits (TINc)* », qui prend en compte les coûts supportés par les clients pour accéder aux crédits octroyés par les banques et les SFD. Au niveau de l'UEMOA, le taux d'intérêt nominal des dépôts est ressorti à 5,16% en moyenne sur la période 2007-2020. Le taux moyen le plus élevé a été enregistré au Bénin (5,59%) et le plus faible en Guinée-Bissau (4,11%). Le taux d'intérêt nominal des crédits est ressorti en moyenne à 8,37% dans l'UEMOA. Sa valeur moyenne la plus élevée au cours de la période 2007-2020 a été enregistrée au Niger (10,33%) et la plus faible au Sénégal (6,33%).

L'évolution des différents indicateurs résulte des stratégies de promotion de l'inclusion financière mises en œuvre par la BCEAO et les Gouvernements au cours de cette dernière décennie dans l'ensemble de l'UEMOA.

Sur la période sous revue, le taux d'inflation moyen le plus élevé a été observé en Guinée-Bissau (2,16%) qui est d'ailleurs le pays dont la moyenne du taux global de pénétration démographique des services financiers ressort le plus faible. Ce pays est aussi classé 7^{ème} (avant-dernier), en termes d'utilisation des services financiers dans l'UEMOA tandis que le plus faible taux d'inflation moyen sur la période a été enregistré au Burkina Faso (1,59%). Ce dernier est classé troisième en ce qui concerne l'utilisation des services financiers. Par conséquent, le niveau moyen de ces indicateurs d'inclusion financière conjugué avec le niveau du taux d'inflation moyen suscite l'intérêt d'une analyse des effets de l'inclusion financière sur l'efficacité de la politique monétaire dans l'UEMOA.

Tableau 1 : Inclusion financière et niveau d'inflation sur la période 2007-2020 dans l'UEMOA

| Pays | Statistiques | Indicateurs d'inclusion financière | | | | | | | Inflation (%) |
|-------|--------------|------------------------------------|--------|-------|-------|-------|------|-------|---------------|
| | | TGPSFd | TGPSFg | TGUSF | TBS | TBE | TINd | TINc | |
| BEN | Moyenne | 50,07 | 287,4 | 56,2 | 23,32 | 58,4 | 5,59 | 8,97 | 1,84 |
| | Ecart-type | 77,53 | 465,86 | 16,63 | 3,83 | 12,16 | 0,45 | 1,53 | 2,63 |
| BFA | Moyenne | 26,45 | 105,09 | 39,88 | 15,77 | 31,28 | 5,34 | 8,38 | 1,59 |
| | Ecart-type | 36,88 | 153,34 | 22,44 | 5,52 | 9,22 | 0,43 | 0,97 | 3,14 |
| CIV | Moyenne | 29,23 | 143,85 | 41,43 | 15 | 23,5 | 5,07 | 6,88 | 1,72 |
| | Ecart-type | 40,73 | 210,78 | 23,23 | 4,55 | 5,49 | 0,19 | 0,66 | 1,9 |
| GNB | Moyenne | 1,28 | 3,15 | 13,43 | 7,78 | 8,81 | 4,11 | 9,73 | 2,16 |
| | Ecart-type | 0,81 | 2,08 | 15,61 | 5,06 | 5,18 | 0,65 | 0,89 | 3,16 |
| MLI | Moyenne | 39,32 | 33,23 | 29,36 | 10,33 | 23,52 | 4,86 | 8,81 | 1,65 |
| | Ecart-type | 56,36 | 50,04 | 10,36 | 2,7 | 2,56 | 0,09 | 0,76 | 2,83 |
| NER | Moyenne | 14,5 | 11,28 | 11,34 | 4,27 | 11,53 | 5,4 | 10,33 | 1,68 |
| | Ecart-type | 12,71 | 9,88 | 5,91 | 2,61 | 5,61 | 0,36 | 0,98 | 3,33 |
| SEN | Moyenne | 30,74 | 141,04 | 46,08 | 15,12 | 40,3 | 5,15 | 6,33 | 1,69 |
| | Ecart-type | 34,17 | 167,05 | 19,48 | 3,95 | 9,93 | 0,37 | 0,62 | 2,51 |
| TGO | Moyenne | 13,78 | 107,99 | 55,26 | 20,98 | 57,85 | 5,15 | 8,91 | 2,09 |
| | Ecart-type | 16,89 | 139,85 | 19,71 | 3,4 | 15,67 | 0,39 | 0,88 | 2,28 |
| UEMOA | Moyenne | 29,78 | 120,93 | 39,96 | 14,93 | 33,98 | 5,16 | 8,37 | 1,8 |
| | Ecart-type | 44,94 | 229,67 | 23,35 | 6,98 | 20,14 | 0,51 | 1,49 | 2,67 |

Source : auteurs/Rapports BCEAO (2021, 2018) /WDI

III. MÉTHODOLOGIE ET SOURCE DE DONNÉES

III. 1. Spécification du modèle

La présente étude a pour objectif d'évaluer les effets de l'inclusion financière sur l'efficacité de la politique monétaire dans l'UEMOA. Ses fondements théoriques sont ceux du modèle standard néo-keynésien inspiré de Galí et al. (2004). En effet, ces auteurs ont orienté leur analyse vers la fraction des consommateurs qui n'empruntent pas ou n'épargnent pas dans le but de lisser leur consommation, mais suivent plutôt une règle empirique simple qui est de consommer à chaque période leur revenu disponible. D'après la littérature examinée et les études empiriques récentes (Akanbi et al., 2020 ; Anarfo et al., 2019 ; Yin et al., 2019), il ressort que le taux de change nominal ; la masse monétaire et le taux d'intérêt réel sont les principales variables de contrôle susceptibles d'affecter l'efficacité de la politique monétaire. Dans le cadre de cette étude, l'efficacité de la politique monétaire est approximée par le taux d'inflation, car elle est l'objectif ultime de la politique monétaire conduite par la BCEAO. La relation entre l'inflation et les variables de contrôle susmentionnées et de l'inclusion financière est traduite par l'équation 1 ci-après :

$$Inflation_{it} = f(fincl_{it}, exr_{it}, bm_{it}, rinterest_{it}) \quad (1)$$

Où *Inflation* indique le taux d'inflation (proxy de l'efficacité de la PM) ; *exr* : taux de change nominal dollars en franc CFA dont le signe attendu est positif ; *bm* : la masse monétaire (% PIB) dont le signe attendu est positif et *rinterest* : taux d'intérêt réel dont le signe attendu est négatif. Le choix du taux d'intérêt réel au détriment du taux nominal se justifie par le fait que la valeur de ce dernier dépend du niveau d'inflation ; *fincl* est le vecteur d'inclusion financière composé de *fincl₁* et *fincl₂*.

fincl₁ indique le vecteur composé de l'indice synthétique d'inclusion financière (IFI) et des dimensions accès (*Access*), utilisation (*Use*) et accessibilité-prix (*Price – Access*) des services financiers.

fincl₂ fait référence au vecteur des indicateurs d'accès [le taux global de pénétration démographique des SF (*TGPSFd*), le taux global de pénétration géographique des SF (*TGPSFg*)] et d'utilisation [le taux global d'utilisation des SF (*TGUSF*), le taux brut de bancarisation (*TBS*) et le taux de bancarisation élargi (*TBE*) des SF]. En se référant à la littérature empirique, le signe attendu des différents indicateurs de l'inclusion financière est négatif.

$$fincl_1 = \begin{pmatrix} IFI \\ Access \\ Use \\ Price - Access \end{pmatrix} \text{ et } fincl_2 = \begin{pmatrix} TGPSFd \\ TGPSFg \\ TGUSF \\ TBS \\ TBE \end{pmatrix}$$

L'étude fait recours à une estimation des équations par la méthode des moindres carrées généralisées (MCG) pour analyser l'effet de l'inclusion financière sur l'efficacité de la politique monétaire. À cet effet, l'équation générale traduisant l'effet de l'inclusion financière sur l'efficacité de la politique monétaire peut s'écrire sous la forme générale ci-après : $Y_{it} = \beta_0 + \beta_i X_{it} + \varepsilon_{it}$ (2)

Où Y_{it} désigne la variable endogène, X_{it} l'ensemble des variables explicatives, β_0 le coefficient, β_i l'ensemble des paramètres et ε_{it} le terme d'erreur. La modélisation particulière porte uniquement sur la spécification des aléas ε_{it} . La forme de base s'écrit simplement :

$$\varepsilon_{it} = u_i + v_t + w_{it} \quad (3)$$

Où u_i désigne un terme, constant au cours du temps, ne dépendant que de l'individu i , v_t un terme ne dépendant que de la période t , et w_{it} un terme aléatoire croisé.

En nous basant sur les résultats obtenus dans les études antérieures, notamment celle conduite par Akanbi et al. (2020), une spécification de la fonction ci-dessus donne les équations économétriques (équations 4 à 7) en panel ci-après :

❖ Effets directs de l'inclusion financière sur le taux d'inflation

$$Inflation_{it} = \beta_0 + \beta_1 fincl_{1it} + \beta_2 exr_{it} + \beta_3 rinterest_{it} + \beta_4 bm_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Inflation_{it} = \theta_0 + \theta_1 fincl_{2it} + \theta_2 exr_{it} + \theta_3 rinterest_{it} + \theta_4 bm_{it} + \mu_{it} \quad (5)$$

❖ Effets indirects de l'inclusion financière sur le taux d'inflation

$$Inflation_{it} = \beta_0 + \beta_1 fincl_{1it} + \beta_2 exr_{it} + \beta_3 rinterest_{it} + \beta_4 bm_{it} + \beta_5 exr_fincl_{1it} + \beta_6 rinterest_fincl_{1it} + \beta_7 bm_fincl_{1it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$Inflation_{it} = \theta_0 + \theta_1 fincl_{2it} + \theta_2 exr_{it} + \theta_3 rinterest_{it} + \theta_4 bm_{it} + \theta_5 exr_fincl_{2it} + \theta_6 rinterest_fincl_{2it} + \theta_7 bm_fincl_{2it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

où i fait référence au pays et t la période allant de 2007 à 2020. IFI_{it} désigne l'indice synthétique d'inclusion financière calculé à travers la démarche préconisée par Wang et Guan (2017). *Access*, *Use* et *Price_access* désignent respectivement les dimensions³ accès, utilisation et accessibilité-prix des SF.

$$IFI = 1 - \frac{\sqrt{w_1^2(1-ifi_1)^2 + w_2^2(1-ifi_2)^2 + w_3^2(1-ifi_3)^2}}{\sqrt{(w_1^2 + w_2^2 + w_3^2)}} \quad (8)$$

III.2 Choix de la technique d'estimation

Dans la littérature empirique récente, plusieurs études se sont intéressées à la relation entre l'inclusion financière et l'efficacité de la politique monétaire, à travers des méthodes d'estimation diverses, notamment les panel VARs (Anarfo et al., 2019; Mehrotra et Yetman, 2014 ; Yin et al., 2019 ; Lapukeni, 2015), le modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM) (Elsherif, 2019 ; Evans, 2016), la méthode des moments généralisée (GMM) (Akanbi et al., 2020), les moindres carrés ordinaires modifiés (FMOLS) (Tonuchi et al., 2021). Pour cette étude, nous utilisons l'estimateur des moindres carrés généralisés (MCG) pour analyser les effets (directs et indirects) de l'inclusion financière sur l'efficacité de la politique monétaire dans l'espace UEMOA. Cette méthode a été utilisée par Huong (2018) et Lenka et Bairwa (2016) dans le cadre de leurs travaux, respectivement au Vietnam et dans les pays de l'Association sud-asiatique pour la coopération régionale (ASACR). Pour que les résultats des MCG soient valides, le nombre d'années d'étude (T) doit être au moins aussi grand que la taille de l'échantillon (nombre de pays (N)), car il faut au moins autant de périodes d'observation qu'il y a de panels (Greene, 2012 ; Beck et Katz, 1995). Autrement-dit, la validité des résultats des MCG est soumise à la condition selon laquelle l'horizon temporel (T) soit supérieur au nombre d'individus (N)⁵. Dans le cadre de cette étude, nous avons un échantillon de huit pays et une durée d'étude de treize (13) ans qui couvre la période 2007-2020. Cette méthode d'estimation permet également de pallier les problèmes d'hétéroscédasticité.

III.3 Source de données et analyse de la corrélation des variables

III.3.1 Source de données et mesure des variables

Les données utilisées dans cette étude proviennent de la base de données de la Banque mondiale (*World Development Indicators, 2021*) et de la BCEAO (2021). Ces données couvrent la période 2007 – 2020. Le tableau 2 présente la notation, la description et la source de chacune des variables.

³ Chaque dimension de l'inclusion financière est calculée par la formule $ifi_i = 1 - \frac{\sqrt{w_{i1}^2(1-x_{i1})^2 + w_{i2}^2(1-x_{i2})^2 + \dots + w_{im}^2(1-x_{im})^2}}{\sqrt{(w_{i1}^2 + w_{i2}^2 + \dots + w_{im}^2)}}$

où x_{ij} désigne la valeur transformée de l'indicateur j dans la dimension i et w_{ij} représente le poids de l'indicateur j

⁴ Dans le cadre de la cette étude ifi_1 , ifi_2 et ifi_3 désignent, respectivement l'accès (**Access**), l'utilisation (**Use**) et l'accessibilité prix (**Price_access**) des SF ; w_1 , w_2 et w_3 désignent respectivement le poids des dimensions "Acces", "Use" et "Price_access".

⁵ Voir page 10 dans <https://www.stata.com/manuals13/xtxtqls.pdf>

Tableau 2 : Notation, description et source des variables

| Variable | Notation | Description | Source de données |
|-------------------------------|------------------------|---|-------------------|
| Taux d'inflation | <i>Inflation</i> | Variation en pourcentage du prix des biens et services sur une période donnée (par exemple l'année). | WDI |
| Indice d'inclusion financière | <i>IFI</i> | L'indice synthétique des trois dimensions (accès, utilisation et accessibilité-prix) l'inclusion financière | Auteurs |
| Inclusion financière | <i>TGPSFd</i> | Taux global de pénétration démographique des SF (points de services pour 10.000 adultes) | BCEAO |
| Inclusion financière | <i>TGPSFg</i> | Taux global de pénétration géographique des SF (points de services sur 1 000 km ²) | BCEAO |
| Inclusion financière | <i>TBS</i> | Taux de bancarisation strict en % | BCEAO |
| Inclusion financière | <i>TBE</i> | Taux de bancarisation élargi en % | BCEAO |
| Inclusion financière | <i>TGUSF</i> | Taux global d'utilisation des SF en % | BCEAO |
| Inclusion financière | <i>TIN_c</i> | Taux d'intérêt nominal des dépôts en % | BCEAO |
| Inclusion financière | <i>TIN_d</i> | Taux d'intérêt nominal des crédits en % | BCEAO |
| Taux de change nominal | <i>exr</i> | Le nombre d'unité de monnaie local par unité de dollars en % | WDI |
| Taux d'intérêt | <i>rinterest</i> | Taux d'intérêt réel (en %) | WDI |
| Masse monétaire | <i>bm</i> | Masse monétaire au sens large (% PIB) | WDI |

Source : auteurs

III.3.2 Analyse de corrélation entre variables

Les résultats de l'analyse des corrélations par paire sont présentés dans le tableau 3. Les résultats montrent que le taux d'inflation a une relation négative avec le taux d'intérêt réel, le taux de change nominal et le taux de croissance de la masse monétaire au sens large. Par contre, les résultats ont révélé que le taux d'intérêt réel est positivement lié au taux de change nominal, au taux de croissance de la masse monétaire et aux variables d'inclusion financière. Le taux de change est positivement lié à toutes les autres variables, à l'exception du taux d'inflation. Les coefficients de

ces relations montrent que le taux de change nominal est fortement lié aux variables d'inclusion financière notamment l'IFI, le **TGPSFd** et **TGUSF**. Le taux de croissance de la masse monétaire au sens large a une relation positive et forte avec les indicateurs d'utilisation des services financiers, mais cette relation est faible avec les indicateurs d'accès aux services financiers.

Tableau 3 : Matrice de corrélation

| Variables | inflation | rinterest | exr | bm | IFI | TGPSFd | TGPSFg | TGUSF | TBS | TBE |
|-----------|-----------|-----------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|-----|
| inflation | 1 | | | | | | | | | |
| rinterest | -0.5297* | 1 | | | | | | | | |
| exr | -0.4726* | 0.1557 | 1 | | | | | | | |
| bm | -0.2224* | 0.0523 | 0.4648* | 1 | | | | | | |
| IFI | -0.2167* | 0.2841* | 0.5236* | 0.2906* | 1 | | | | | |
| TGPSFd | -0.2438* | 0.3152* | 0.5386* | 0.2121* | 0.9422* | 1 | | | | |
| TGPSFg | -0.1589 | 0.2418* | 0.4458* | 0.2535* | 0.9784* | 0.8746* | 1 | | | |
| TGUSF | -0.2584* | 0.1725 | 0.5732* | 0.5852* | 0.7317* | 0.6070* | 0.6730* | 1 | | |
| TBS | -0.1716 | 0.1484 | 0.4055* | 0.5782* | 0.5778* | 0.4309* | 0.5334* | 0.8952* | 1 | |
| TBE | -0.1495 | 0.0951 | 0.3215* | 0.4956* | 0.5583* | 0.3926* | 0.5302* | 0.8530* | 0.8961* | 1 |

Source : auteurs

IV. PRESENTATION DES RESULTATS ET DISCUSSION

IV.1 Test de racine unitaire

Les résultats du test de racine unitaire de Maddala et Wu (1999)⁶ indiquent, d'une part, que deux variables, notamment le taux d'inflation (*inflation*) et le taux d'intérêt réel (*rinterest*) sont intégrées d'ordre 0, donc stationnaires à niveau, soit $I(0)$. D'autre part, ces résultats montrent que les variables telles que l'indice d'inclusion financière (*ifi*), les dimensions accès (*Access*) et utilisation (*Use*), les indicateurs (*TGPSFd*, *TGPSFg*, *TGUSF*, *TBS* et *TBE*) ainsi que le taux de change (*exr*) sont intégrés d'ordre 1, soit $I(1)$, donc stationnaires en différence première.

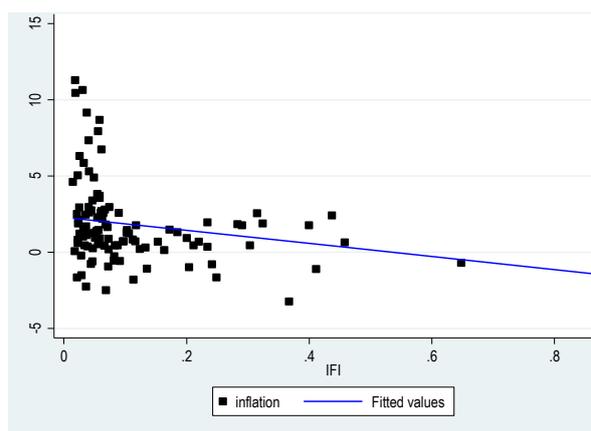
⁶ Voir annexe 4 : résultats du test de racine unitaire de Maddala et Wu

IV.2 Analyse de la relation entre l'inclusion financière et le taux d'inflation dans l'UEMOA sur la période 2007-2020

Dans le but d'obtenir une analyse préliminaire de la relation entre l'inclusion financière (IF) et l'efficacité de la politique monétaire dans l'UEMOA sur la période 2007-2020, nous procédons à la construction de nuages de points. Une ligne de prédiction linéaire permet de percevoir la tendance générale de l'association entre la variable d'inclusion financière et le niveau d'inflation (proxy de l'efficacité de la politique monétaire). A cet effet, le graphique 1 présente la relation entre l'indice synthétique d'inclusion financière (IFI) et le taux d'inflation. Les graphiques 2, 3 et 4 illustrent respectivement le lien entre le taux global de pénétration démographique des services financiers (SF) et le niveau d'inflation, le taux global de pénétration géographique des SF et le taux d'inflation, ainsi que le lien entre le taux global d'utilisation des SF et le taux d'inflation dans l'UEMOA.

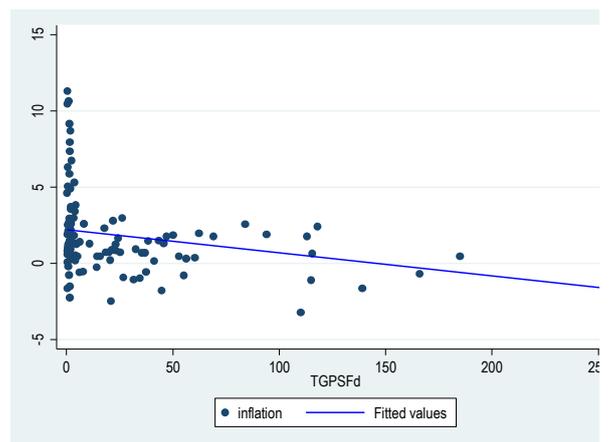
L'analyse des graphiques révèle l'existence d'une relation négative entre les variables d'inclusion financière (IF) et le taux d'inflation. Cette relation négative signifie qu'un accroissement des capacités d'inclusion au système financier formel des agents économiques pourrait engendrer une baisse du niveau d'inflation. Toute chose qui améliorerait l'efficacité de la politique monétaire dans l'UEMOA.

Graphique 1 : Indice synthétique d'inclusion financière et taux d'inflation



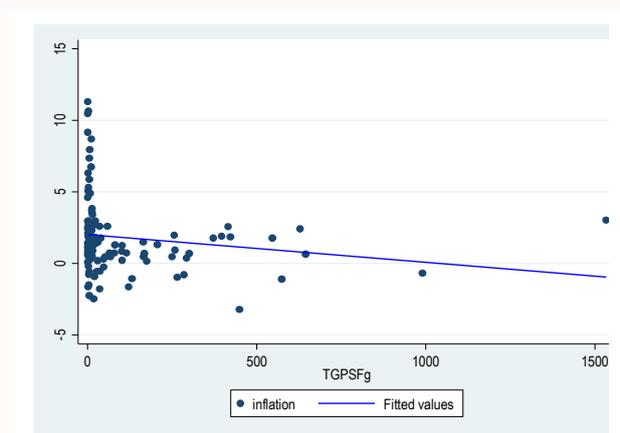
Source : auteurs

Graphique 2 : TGPSFd et taux d'inflation



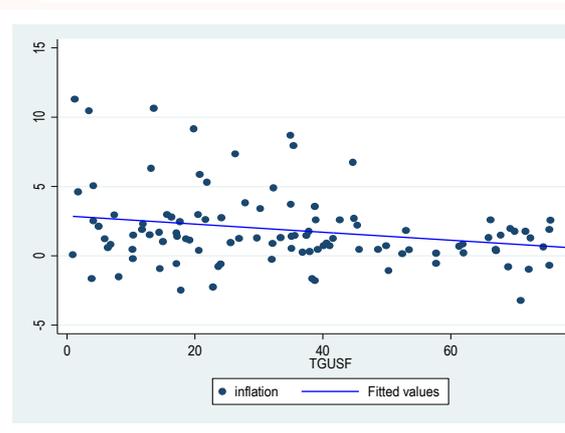
Source : auteurs

Graphique 3 : TGPSFg et taux d'inflation



Source : auteurs

Graphique 4 : TGUSF et taux d'inflation



Source : auteurs

IV.3 Présentation et interprétation des résultats des régressions à partir des MCG

IV.3.1 Effets directs de l'inclusion financière sur le taux d'inflation dans l'UEMOA

Le tableau 4 ci-dessous présente les résultats issus des estimations. Il présente les effets directs de l'indice synthétique et des trois dimensions (accès et utilisation et accessibilité - prix des services financiers) de l'inclusion financière sur l'inflation (proxy de l'efficacité de la politique monétaire) dans l'espace UEMOA. Les résultats du test de diagnostic de Wald ont permis de rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle les modèles globaux ne sont pas significatifs. Ce qui implique que nos modèles sont pertinents pour l'explication du phénomène économique. Le premier modèle (1) traite des effets de l'IF dans sa globalité sur l'efficacité de la politique monétaire. Le second (2) s'intéresse plus spécifiquement à l'effet de la dimension accessibilité des SF sur le niveau d'inflation. Le troisième (3) met en exergue les effets de la dimension utilisation des SF sur le niveau d'inflation. Enfin, le dernier (4) est focalisé sur l'analyse des effets de l'accessibilité-prix des SF sur le niveau d'inflation. Par ailleurs, chaque modèle prend en compte trois variables de nature macroéconomique, notamment le taux d'intérêt réel (*rinterest*), la masse monétaire au sens large (% PIB) (*bm*) et le taux de change nominal (*exr*).

Les résultats de ces modèles révèlent que l'inclusion financière dans sa globalité (indice synthétique et les dimensions accès et utilisation des SF) et le taux d'intérêt réel affectent négativement le taux d'inflation de la période courante. En effet, un accroissement du niveau d'inclusion financière de 1 point dans chacun des modèles (1, 2 et 3) engendre une baisse du taux d'inflation respectivement de 10,29 et 12,28 et 0,65 point de pourcentage. Ce qui stipule que d'une manière globale l'accès et l'utilisation croissante des SF formels des agents économiques favorisent une maîtrise du niveau général des prix, donc du niveau d'inflation. De ce fait, une forte inclusion financière accompagne la Banque centrale dans sa politique monétaire de lutte contre l'inflation. Ce résultat est conforme aux conclusions des études empiriques récentes (Arshad et al., 2021 ; Akanbi et al., 2020 ; Huong, 2018 ; Lenka et Bairwa, 2016 ; Mbutor et Uba, 2013). En ce qui concerne la dimension "accessibilité-prix" des services financiers, le résultat du modèle 4 révèle l'existence d'un effet positif. Ce résultat stipule qu'une réduction des coûts d'accès au crédit (amélioration de l'accessibilité-prix des services financiers) favorise un accroissement de la masse monétaire en circulation dans l'économie. Si cette dernière ne favorise pas une relance de l'activité économique réelle, cela aurait pour conséquence une augmentation du niveau général des prix.

En outre, les résultats montrent qu'une augmentation du taux d'intérêt réel engendre une baisse du taux d'inflation. Ce signe négatif du taux d'intérêt réel est conforme à la théorie économique qui stipule qu'une augmentation du taux d'intérêt (à travers une politique monétaire restrictive) entraîne une diminution de la masse monétaire en circulation et par conséquent une réduction du niveau général des prix et vice versa. Par conséquent, toute politique entraînant une augmentation du coût réel d'un emprunt pourrait conduire à une meilleure maîtrise du niveau général des prix. Ce résultat est similaire à celui auquel sont parvenus Lenka et Bairwa (2016).

Quant au taux de change nominal, les résultats révèlent un effet positif du taux de change sur le taux d'inflation dans l'UEMOA. Ce résultat confirme également celui obtenu par Lapukeni (2015) et Mbutor et Uba (2013). Ce signe positif de son coefficient pourrait s'expliquer par le fait qu'une dépréciation de la monnaie locale (le franc CFA) par rapport au dollar engendre un accroissement des prix des produits importés et/ou renchérit les coûts de production du pays importateur de matières premières nécessaires à la production locale. Par conséquent, cela pourrait conduire à une augmentation du niveau général des prix, donc du taux d'inflation. Ainsi, un accroissement du taux de change nominal en cotation à l'incertain pourrait limiter l'efficacité de la politique monétaire dans l'espace UEMOA. Ce résultat est également cohérent avec la théorie économique.

Tableau 4 : analyse des effets directs des différentes dimensions de l'inclusion financière sur l'inflation dans l'UEMOA

| VARIABLES | <i>inflation</i> | | | |
|---------------------|-----------------------------|------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>IFI</i> | -10.290** (5.022) | | | |
| <i>Access</i> | | -12.280*** (4.747) | | |
| <i>Use</i> | | | -0.651 (1.409) | |
| <i>Price_access</i> | | | | 1.968* (1.100) |
| <i>rinterest</i> | -0.378*** (0.064) | -0.378*** (0.061) | -0.328*** (0.060) | -0.414*** (0.061) |
| <i>exr</i> | 0.009*** (0.002) | 0.008*** (0.002) | 0.007*** (0.002) | 0.005* (0.003) |
| <i>bm</i> | -0.047 (0.032) | -0.033 (0.031) | -0.027 (0.036) | -0.022 (0.036) |
| Wald chi2(4) | 142.320 | 166.720 | 88.920 | 139.370 |
| Prob > chi2 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Observations | 88 | 88 | 88 | 88 |
| Nombre de pays | 8 | 8 | 8 | 8 |

Les écarts types sont entre parenthèses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 : indiquent la significativité respectivement à 1% ; 5% et 10%.

Source : auteurs

Le tableau 5 ci-après illustre, à travers cinq modèles, les effets directs des différents indicateurs de l'inclusion financière sur l'efficacité de la politique monétaire. A ce titre, cinq indicateurs de l'inclusion financière (à savoir le *TGPSFd*, *TGPSFg*, *TGUSF*, *TBS* et *TBE*) ont été ciblés par cette analyse. Chacun des cinq modèles prend en compte un certain nombre de variables de contrôle de nature macroéconomique, notamment le taux d'intérêt réel (*rinterest*), la masse monétaire au sens large (% du PIB) et le taux de change (*exr*).

Les résultats des modèles 1 et 2 s'intéressant aux indicateurs de dimensions accès aux SF (*TGPSFd* et *TGPSFg*) montrent que le taux global de pénétration démographique des SF (*TGPSFd*) et le taux global de pénétration géographique des SF (*TGPSFg*) affectent

négativement et significativement le taux d'inflation. Les résultats du modèle 3, quant à eux, soutiennent que le taux global d'utilisation des SF (*TGUSF*) (un des trois indicateurs de la dimension utilisation des SF) exerce une influence négative, mais non significative sur le taux d'inflation.

Tableau 5 : analyse des effets directs des différents indicateurs de l'inclusion financière sur l'inflation dans l'UEMOA

| VARIABLES | <i>inflation</i> | | | | |
|------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| <i>tgpsfd</i> | -0.048*** (0.018) | | | | |
| <i>tgpsfg</i> | | -0.008** (0.004) | | | |
| <i>tgusf</i> | | | -0.020 (0.015) | | |
| <i>tbs</i> | | | | 0.040 (0.042) | |
| <i>tbe</i> | | | | | 0.008 (0.017) |
| <i>rinterest</i> | -0.285*** (0.060) | -0.303*** (0.059) | -0.319*** (0.060) | -0.466*** (0.060) | -0.455*** (0.060) |
| <i>exr</i> | 0.008*** (0.002) | 0.007*** (0.002) | 0.007*** (0.002) | 0.008*** (0.002) | 0.007*** (0.002) |
| <i>bm</i> | -0.044 (0.031) | -0.030 (0.029) | -0.018 (0.034) | -0.057 (0.040) | -0.046 (0.039) |
| Wald chi2(4) | 102.180 | 109.750 | 96.740 | 134.660 | 132.020 |
| Prob > chi2 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Observations | 88 | 88 | 88 | 88 | 88 |
| Nombre de pays | 8 | 8 | 8 | 8 | 8 |

Les écarts types sont entre parenthèses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 : indiquent la significativité respectivement à 1% ; 5% et 10%.

Source : auteurs

Au regard des résultats ci-dessus, nous pouvons conclure que le taux global de pénétration démographique des SF (*TGPSFd*), le taux global de pénétration géographique des SF (*TGPSFg*), le taux global d'utilisation des SF (*TGUSF*) et le taux d'intérêt réel ont une influence négative sur le taux d'inflation et, par conséquent, favorisent l'efficacité de la politique monétaire dans l'UEMOA. Ainsi, le *TGPSFd*, le *TGPSFg* et le *TGUSF* apparaissent comme étant les indicateurs d'inclusion financière à travers lesquels les autorités monétaires de l'UEMOA pourront continuer à promouvoir l'inclusion au système financier formel des populations tout en améliorant l'efficacité de la politique monétaire.

IV.3.2 Effets indirects de l'inclusion financière sur le taux d'inflation dans l'UEMOA

Le tableau 6, ci-après, présente les résultats issus des effets indirects de l'inclusion financière sur l'efficacité de la politique monétaire. Ces effets indirects ont été pris en compte à travers une interaction entre les différentes variables de l'inclusion financière et les variables de contrôle.

En tenant compte des différentes dimensions de l'inclusion financière, les résultats de nos quatre modèles ci-dessous révèlent une fois de plus que le taux d'intérêt réel affecte négativement le niveau d'inflation dans l'espace UEMOA. Ce résultat est également conforme à la théorie économique qui stipule qu'une politique monétaire restrictive (une réduction de la masse monétaire en circulation), à travers un accroissement du coût d'accès au crédit, entraîne une réduction du niveau général des prix. Ces résultats montrent également que le taux de change nominal a un effet positif et significatif (au seuil de 5%) sur le niveau d'inflation. Ainsi, une dépréciation de la monnaie locale pourrait entraîner un accroissement du niveau général des prix.

En ce qui concerne les interactions des différentes dimensions (IFI, Access, Use et Price - Access) de l'inclusion financière avec le taux d'intérêt réel, les résultats montrent des coefficients positifs et statistiquement significatifs. Cela implique que compte tenu d'un niveau de taux d'intérêt réel donné, une augmentation unitaire de chacune des dimensions de l'inclusion financière (excepté la dimension accessibilité prix) entraînera une hausse du taux d'inflation. Ce résultat présente le même signe que celui obtenu par Akanbi et al. (2020). En plus, les résultats montrent que les interactions des différentes variables de l'inclusion financière avec le taux de change nominal affectent négativement le niveau d'inflation. Ce qui signifie qu'en tenant compte d'un niveau de dépréciation de la monnaie locale, une amélioration du niveau d'inclusion financière entraîne une baisse du taux d'inflation. Ce résultat est ressorti significatif au seuil de 5%, lorsque l'on s'intéresse aux variables d'inclusion financière notamment l'indice synthétique et la dimension accessibilité des services financiers. Ces résultats confirment ceux obtenus par Akanbi et al. (2020) dans le cadre de leur analyse sur les pays de l'Afrique de l'Ouest de 2005 à 2018.

Tableau 6 : analyse des effets indirects des différentes dimensions de l'inclusion financière sur l'inflation dans l'UEMOA

| VARIABLES | <i>inflation</i> | | | |
|-------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|---------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>rinterest</i> | -0.876*** (0.111) | -0.629*** (0.072) | -0.756*** (0.111) | -0.0912 (0.246) |
| <i>exr</i> | 0.012*** (0.003) | 0.008*** (0.002) | 0.011*** (0.003) | 0.018** (0.007) |
| <i>bm</i> | -0.028 (0.052) | -0.018 (0.031) | -0.068 (0.061) | -0.289** (0.138) |
| <i>rinterest_IFI</i> | 7.686*** (1.355) | | | |
| <i>exr_IFI</i> | -0.095** (0.0391) | | | |
| <i>brm_IFI</i> | 0.331 (0.675) | | | |
| <i>rinterest_Access</i> | | 10.590*** (1.697) | | |
| <i>exr_Access</i> | | -0.104*** (0.041) | | |
| <i>bm_Access</i> | | -0.011 (0.684) | | |
| <i>rinterest_Use</i> | | | 0.831*** (0.199) | |
| <i>exr_Use</i> | | | -0.012 (0.008) | |
| <i>bm_Use</i> | | | 0.119 (0.135) | |
| <i>rinterest_Price_Access</i> | | | | -0.545 (0.439) |
| <i>exr_Price_Access</i> | | | | -0.016 (0.0112) |
| <i>bm_Price_Access</i> | | | | 0.406* (0.225) |
| Wald chi2(4) | 205.930 | 226.100 | 143.000 | 126.340 |
| Prob > chi2 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| Observations | 88 | 88 | 88 | 88 |
| Nombre de pays | 8 | 8 | 8 | 8 |

Les écarts types sont entre parenthèses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 : indiquent la significativité respectivement à 1% ; 5% et 10%.

Source : auteurs

En tenant compte de cinq indicateurs (à savoir le *TGPSFd*, le *TGPSFg*, le *TGUSF*, le *TBS* et le *TBE*) de l'inclusion financière, les résultats de nos cinq modèles ci-dessous (tableau 7) confirment également que le taux d'intérêt réel a une influence négative et significative sur le niveau d'inflation dans l'espace UEMOA. En effet, une augmentation du taux d'intérêt réel de 1% pourrait conduire à une baisse du taux d'inflation de 0.533, 0.589, 0.678, 0.707, 0.677 respectivement dans les modèles 1, 2, 3 et 4. Ces résultats révèlent également que le taux de change nominal a un effet positif et significatif (au seuil de 5%) sur le niveau d'inflation.

Ainsi, une dépréciation de la monnaie locale de 1% pourrait élever le niveau d'inflation de 0.008, 0.007, 0.010, 0.009, 0.010 respectivement dans les modèles 1, 2, 3 et 4.

Quant aux interactions des différents indicateurs de l'inclusion avec le taux d'intérêt réel, les résultats montrent des coefficients positifs et statistiquement significatifs au niveau de chaque modèle. Ce résultat stipule qu'en tenant compte d'un niveau du taux d'intérêt réel donné, une amélioration du niveau d'inclusion financière pourrait entraîner une hausse du taux d'inflation. Autrement-dit, à coût d'emprunts bancaires constant, des facilités d'accès au financement formel pourraient rendre difficile la maîtrise du niveau général des prix, si une grande partie des sommes acquises est orientée vers la consommation finale. En outre, il en ressort que les interactions des différents indicateurs de l'inclusion avec le taux de change nominal affectent négativement et significativement au seuil de 5% le niveau d'inflation. Ce qui signifie qu'en tenant compte du niveau de dépréciation de la monnaie locale, une augmentation unitaire de chaque indicateur de l'inclusion financière entraînera une diminution du taux d'inflation. Par conséquent, pour un niveau de taux de change donné, une amélioration continue des capacités d'inclusion financière des agents économiques pourrait favoriser l'efficacité de la politique monétaire dans l'UEMOA.

Tableau 7 : Analyse des effets indirects des différents indicateurs de l'inclusion financière sur l'inflation dans l'UEMOA

| VARIABLES | <i>inflation</i> | | | | |
|-------------------------|-----------------------------|---------------------------------|------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| <i>rinterest</i> | -0.533*** (0.077) | -0.589*** (0.073) | -0.678*** (0.099) | -0.707*** (0.127) | -0.677*** (0.101) |
| <i>exr</i> | 0.008*** (0.002) | 0.007*** (0.002) | 0.010*** (0.003) | 0.009*** (0.003) | 0.010*** (0.003) |
| <i>bm</i> | -0.032 (0.034) | -0.012 (0.031) | -0.054 (0.048) | -0.052 (0.066) | -0.062 (0.049) |
| <i>rinterest_tgpsfd</i> | 0.034*** (0.007) | | | | |
| <i>exr_tgpsfd</i> | -0.001** (0.001) | | | | |
| <i>bm_tgpsfd</i> | -0.001 (0.002) | | | | |
| <i>rinterest_tgpsfg</i> | | 0.006*** (0.001) | | | |
| <i>exr_tgpsfg</i> | | -6.58e-05* (3.42e-05) | | | |
| <i>bm_tgpsfg</i> | | 5.43e-05 (0.0006) | | | |
| <i>rinterest_tgusf</i> | | | 0.008*** (0.002) | | |
| <i>exr_tgusf</i> | | | -0.001* (8.47e-05) | | |
| <i>bm_tgusf</i> | | | 0.002 (0.002) | | |
| <i>rinterest_tbs</i> | | | | 0.025*** (0.007) | |
| <i>exr_tbs</i> | | | | -0.001 (0.001) | |
| <i>bm_tbs</i> | | | | 0.003 (0.005) | |
| <i>rinterest_tbe</i> | | | | | 0.008*** (0.002) |
| <i>exr_tbe</i> | | | | | -0.001 (8.87e-05) |
| <i>bm_tbe</i> | | | | | 0.002 (0.002) |
| Wald chi2(4) | 145.680 | 158.370 | 137.670 | 137.670 | 127.370 |
| Prob > chi2 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Observations | 88 | 88 | 88 | 88 | 88 |
| Nombre de pays | 8 | 8 | 8 | 8 | 8 |

Les écarts types sont entre parenthèses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 : indiquent la significativité respectivement à 1% ; 5% et 10%.

Source : auteurs

Les résultats confirment que le taux global de pénétration démographique des SF (*TGPSFd*), le taux global de pénétration géographique des SF (*TGPSFg*) et le taux global d'utilisation des SF (*TGUSF*) sont les principaux indicateurs de l'inclusion financière susceptibles de favoriser l'efficacité de la politique monétaire.

Ainsi, les initiatives des autorités monétaires dans la promotion de l'inclusion financière doivent être plus orientées vers les innovations financières (services de monnaie électronique) susceptibles d'améliorer la proximité des services financiers vis-à-vis des populations, le nombre de points de services et leur utilisation par les populations de l'espace UEMOA. En plus, en tenant compte des interactions des différentes variables de l'inclusion avec le taux d'intérêt réel, la Banque Centrale en coopération avec les Etats membres de l'Union et les agents du secteur financier devrait accélérer la mise en œuvre de la stratégie régionale d'inclusion financière, notamment promouvoir les innovations favorables à l'inclusion financière des populations exclues (jeunes, femmes, PME, populations rurales et à faible éducation financière, etc.), renforcer l'éducation financière et la protection du client de services financiers et mettre en place un cadre fiscal et des politiques favorables à l'inclusion.

En définitive, il ressort des résultats que l'inclusion financière, le taux d'intérêt réel et le taux de change nominal ont une influence significative sur la politique monétaire dans l'UEMOA. Ainsi, les initiatives de promotion de l'inclusion financière dans l'espace UEMOA devraient favoriser l'efficacité de la politique monétaire dans l'UEMOA.

IV.4 Test de robustesse : estimation par la méthode des GMM

Nous testons la robustesse de nos résultats en changeant la méthode d'estimation. En effet, nous remplaçons la méthode des MCG par la méthode des GMM. Les résultats consignés en annexes 5 et 6 confirment les résultats précédents. Une amélioration du niveau d'inclusion financière mesurée par « *IFI, TGPSFd, TGPSFg, TGUSF, TBS et TBE* » conduit à une baisse de l'inflation. En ce qui concerne les interactions des différentes variables de l'inclusion financière avec le taux d'intérêt réel, nos résultats confirment également les résultats trouvés ci-dessus.

CONCLUSION

Cette étude s'est intéressée à l'examen des effets de l'inclusion financière sur l'efficacité de la politique monétaire dans l'UEMOA. A cet effet, nous avons effectué, en premier lieu, le calcul de l'indice synthétique d'inclusion financière, par le biais de la démarche préconisée par Wang et Guan (2017). Ensuite, nous avons procédé à l'analyse empirique des effets (directs et indirects) de l'inclusion financière sur l'efficacité de la politique monétaire, à travers la méthode des moindres carrées généralisées (MCG).

Les résultats de nos estimations ont révélé que l'inclusion financière dans sa globalité influence négativement et significativement le taux d'inflation utilisé comme proxy de l'efficacité de la politique monétaire. Sur la période de l'étude, l'effet indirect demeure quelque peu marginal. A cet égard, la stratégie de promotion de l'inclusion financière par la BCEAO pourrait constituer un levier indispensable pour l'amélioration de l'efficacité de la politique monétaire dans l'espace UEMOA. Ce résultat vient confirmer les conclusions auxquelles sont parvenues la plupart des études récentes. En plus, nos résultats révèlent que le taux d'intérêt réel est un facteur majeur qui affecte l'efficacité de la politique monétaire dans l'UEMOA. Ces résultats révèlent également que le taux de change nominal affecte positivement le taux d'inflation, donc détériore l'efficacité de la politique monétaire. Ainsi, une dépréciation du franc CFA renchérit les coûts des produits à l'importation et par conséquent accroît le niveau général des prix, au regard de la forte dépendance des économies de l'UEMOA vis-à-vis du reste du monde. Toute chose qui pourrait limiter l'efficacité de la politique monétaire dans l'UEMOA.

En somme, le taux global de pénétration démographique des SF (*TGPSFd*), le taux global de pénétration géographique des SF (*TGPSFg*) et le taux global d'utilisation des SF (*TGUSF*) semblent être les indicateurs d'inclusion financière qui favorisent son effet sur l'objectif de la politique monétaire dans l'UEMOA. Ainsi, les initiatives des autorités monétaires en faveur de l'inclusion financière doivent être davantage orientées vers la réduction des contraintes d'accès aux innovations financières susceptibles de faciliter la proximité des services financiers avec les populations, l'augmentation des points de services le nombre de points de et leurs utilisations par les populations de l'espace UEMOA de l'Union. La Banque Centrale devrait accélérer les réformes pour la mise en œuvre de sa stratégie d'inclusion financière régionale, notamment la mise en place d'un cadre légal, réglementaire et une supervision efficace, l'assainissement et le renforcement du secteur de la microfinance et la promotion des innovations favorables à l'inclusion financière des populations. Toutes ces actions seraient favorables non seulement à l'inclusion financière, mais aussi, à l'efficacité de la politique monétaire dans l'espace UEMOA.

BIBLIOGRAPHIE

Akanbi, S. B., Dauda, R. O., and Yusuf, H. A. (2020). Financial Inclusion and Monetary Policy in West Africa. *Journal of Emerging Economies & Islamic Research* 8(2) 2020, 88 – 99, 88-99.

Anarfo, E. B., Abor, J. Y., and Osei, K. A.-D. (2019). Monetary Policy and Financial Inclusion in Sub-Sahara Africa: A Panel VAR Approach. *Journal of African Business*, DOI: 10.1080/15228916.2019.1580998.

Anh The Vo, L. T.-H. (2019). Financial Inclusion and Macroeconomic Stability in Emerging and Frontier Markets. Instituto Complutense de Análisis Económico (ICAE), Working Paper n° 1901.

Arshad, M. U., Zeeshan, A., Ayesha, R., Shabbir, M. N., Zahid, B., and Khan, F. N. (2021). Financial inclusion and monetary policy effectiveness: A sustainable development approach of developed and under-developed countries. *PLoS ONE* 16(12): e0261337. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0261337>.

BCEAO. (2021). Rapport sur la situation de l'inclusion financière dans l'uemoa au titre de l'année 2020. Direction Générale des Opérations et de l'Inclusion Financière.

BCEAO, B. C. (2018). Rapport annuel sur la situation de l'inclusion financière dans l'uemoa au cours de l'année 2017.

Beck N. L. and J. N. Katz. (1995). What to do (and not to do) with time-series cross-section data. *American Political Science Review* 89, 634–647.

Beck, T., Demirguc-Kunt, A., and Levine, R. (2007). Finance, inequality and the poor. *Journal of Economic Growth*, 12,, 27-49.

Bilbiie, F. O. (2008). Limited Asset Markets Participation, Monetary Policy and (inverted) aggregate demand logic. *Journal of Economic Theory* 140, 162-196.

Bilbiie, F. O., and Straub, R. (2012). Limited asset markets participation, monetary policy rule and the great inflation. Working paper series, N°1438, European Central Bank.

Dauda, R. O. (2022). Impact of financial inclusion on the effectiveness of interest rate channel of monetary policy transmission in West Africa. *Journal of Emerging Economies & Islamic Research* 10(1), 60-74.

Demirguc-Kunt A. and Levine, R. (2009). Finance and inequality: Theory and evidence. *Annual Review of Financial Economics*, 1,, 287-318.

Di Bartolomeo, G., and Rossi, L. (2007). Efficacy of Monetary Policy and Limited Asset Market Participation: Neoclassical versus Keynesian effects. *International Journal of Economic Theory*/Volume 3, Issue 3, 213-218.

- Elsherif, M. (2019).** The relationship between financial inclusion and monetary policy transmission: the case of Egypt. ISBN 978-80-87927-46-5, IISES International Academic Conference, London, <https://doi.org/10.20472/IAC.2019.045.014>.
- Evans, O. (2016).** The Effectiveness of Monetary Policy in Africa: Modeling the Impact of Financial Inclusion. *Iran. Econ. Rev.* Vol. 20, No. 3, 2016. , pp. 327-337.
- Galí, J., Salido, J. D., and Vallés, J. (2004).** Rule of thumb consumer and the design of interest rate rules. Documento de Trabajo nº 0320, Banco de España.
- Greene, W. H. (2012).** *Econometric Analysis*. 7th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Huong, N. T. (2018).** The Impact of Financial Inclusion on Monetary Policy: A Case Study in Vietnam. *Journal of Economics and Development*, Vol.20, No.2, ISSN 1859 0020 | DOI: 10.33301/JED-P-2018-20-02-01, pp. 5-22.
- Kempson, E. (2006).** Policy level response to financial exclusion in developed economies: Lessons for developing countries. . Paper for access to finance: Building inclusive financial systems, May 30-31, 2006. Washington, DC: World Bank.
- Khan, H. R. (2012).** Financial Inclusion and Financial Stability: Are They Two Sides of the Same Coin? Reserve Bank of India, Monthly Bulletin.
- Komala, M. D., and Widodo, W. (2022).** The Nexus between Financial Inclusion and Monetary Policy: The Case Study of Selected ASEAN Countries. *Journal of Economics, Business, & Accountancy Ventura* Vol. 25, No. 1, 123-134.
- Lapukeni, A. F. (2015).** The impact of financial inclusion on monetary policy effectiveness: the case of Malawi . *Int. J. Monetary Economics and Finance*, Vol. 8, No. 4, , 360-384.
- Lenka, S. K., and Bairwa, A. K. (2016).** Does financial inclusion affect monetary policy in SAARC countries? *Financial economics*, Research article, doi.org/10.1080/23322039.2015.1127011, 1-8.
- Levine, R. (1997).** Financial development and economic growth: views and agenda,. *Journal of economic litterature*, pp 688-726.
- Levine, R. (2005).** Finance and growth: theory and evidence. *Handbook of Economic Growth* 1, Volume 1A. Edited by Philippe Aghion and Steven N. Durlauf, DOI: 10.1016/S1574-0684(05)01012-9, 865–934.
- Mbutor O. Mbutor and Ibrahim A. Uba. (2013).** The impact of financial inclusion on monetary policy in Nigeria. *Journal of Economics and International Finance*.
- Mehrotra A. and Yetman J. (2014).** Financial inclusion and optimal monetary policy. Bank for International Settlements Working Papers N°476.

Mehrotra, A., and Nadhanael, G. (2016). Financial Inclusion and Monetary Policy in Emerging Asia. Bank for International Settlements or the Reserve Bank of India, DOI 10.1057/978-1-137-58337-6_4, 93-127.

Oanh, T. T., Van, L. T., and Dinh, L. Q. (2023). Relationship between financial inclusion, monetary policy and financial stability: An analysis in high financial development and low financial development countries. Heliyon, Elsevier; doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e16647.

Tanimoune, N. A. (2007). Système financier dualiste et impacts des politiques financières. L'Actualité économique, Revue d'analyse économique, vol. 83, n°1.

Tonuchi, J. E., Nwolisa, C. U., Obikaonu, P. C., & Alase, G. A. (2021). Monetary Policy Effectiveness and Financial Inclusion in Nigeria: FinTech, 'the Disrupter' or 'Enabler'. International Journal of Applied Economics, Finance and Accounting, SSN2577-767XVol. 9, No. 1, DOI: 10.33094/8.2017.2021.91.19.27, 19-27.

Van Wijnbergen, S. (1983). "Interest Rate Management in LDC's",. Journal of Monetary Economics, , Vol. 12, N°3, pp. 433-452.

Wang, X., and Guan, J. (2017). Financial inclusion: measurement, spatial effects and influencing factors. Applied Economics, 49:18, DOI: 10.1080/00036846.2016.1226488, 1751-1762.

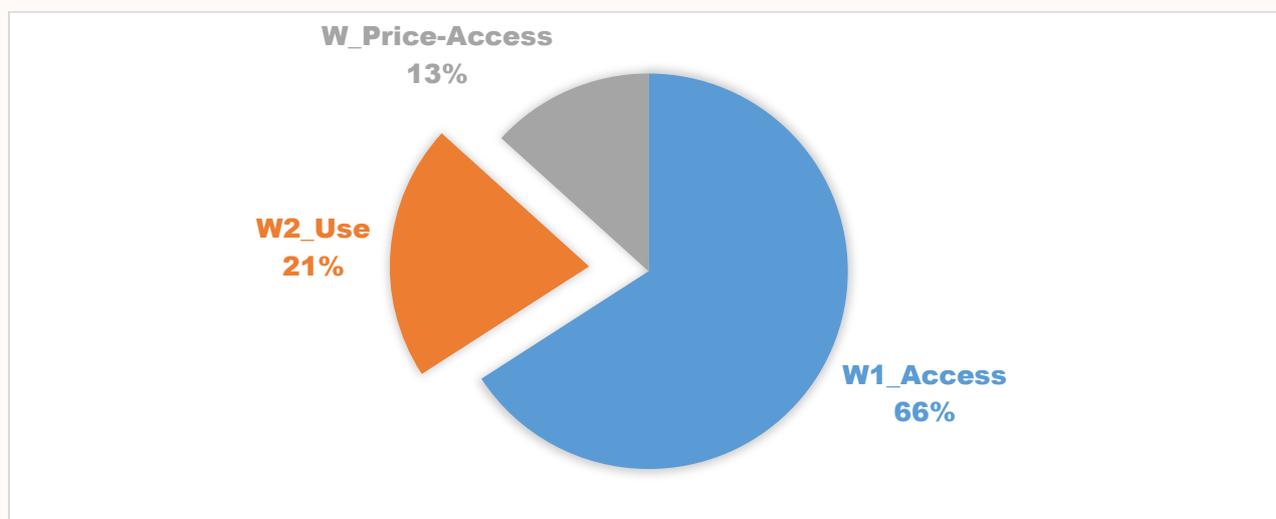
Yin, X., Xu, X., Chen, Q., and Peng, J. (2019). The Sustainable Development of Financial Inclusion: How Can Monetary Policy and Economic Fundamental Interact with It Effectively? Sustainability, 11, 2524.

ANNEXES

Annexe 1 : Statistiques descriptives

| Variable | Obs | Moy | écart-type | Min | Max |
|---------------------|-----|-----------|------------|-----------|-----------|
| <i>TGPSFd</i> | 112 | 25.6728 | 42.78931 | .304 | 253 |
| <i>TGPSFg</i> | 112 | 104.1321 | 216.4628 | .216 | 1533 |
| <i>TGUSF</i> | 112 | 36.62594 | 23.50694 | .877 | 82.4 |
| <i>TBS</i> | 112 | 14.07393 | 7.200558 | 1.023 | 31.2 |
| <i>TBE</i> | 112 | 31.89894 | 19.96422 | 1.023 | 80 |
| <i>TINd</i> | 112 | 5.086696 | .577148 | 2.41 | 6.17 |
| <i>TINc</i> | 112 | 8.542589 | 1.564685 | 5.67 | 11.66 |
| <i>IFI</i> | 112 | 0,1120038 | 0,133644 | 0,0145144 | 0,8785856 |
| <i>Access</i> | 112 | 0,0792997 | 0,1459152 | 0,0001223 | 1 |
| <i>Use</i> | 112 | 0,4163729 | 0,2432307 | 0 | 0,9930962 |
| <i>Price_access</i> | 112 | 0,5115577 | 0,1893464 | 0,1427221 | 0,8683478 |
| <i>exr</i> | 112 | 524.3175 | 51.3342 | 446 | 592.6056 |
| <i>inflation</i> | 110 | 1.803621 | 2.671352 | -3.23339 | 11.3051 |
| <i>rinterest</i> | 88 | 1.839805 | 4.427835 | -23.1379 | 7.62304 |
| <i>exr</i> | 112 | 524.3175 | 51.3342 | 446 | 592.6056 |
| <i>bm</i> | 112 | 29,84201 | 9,651878 | 11,45752 | 51,68221 |

Annexe 2 : Poids de chaque dimension dans la construction de l'indice synthétique d'inclusion financière



Annexe 3 : Evolution des principaux indicateurs de l'inclusion par pays dans l'UEMOA entre 2007-2020

| | TGPSFd | | TGPSFg | | TGUSF | | TBS | | TBE | | TINd | | TINc | |
|-----|--------|------|--------|------|--------|------|--------|------|--------|------|------|------|-------|------|
| | 2007 | 2020 | 2007 | 2020 | 2007 | 2020 | 2007 | 2020 | 2007 | 2020 | 2007 | 2020 | 2007 | 2020 |
| BEN | 1,278 | 253 | 4,884 | 1533 | 29,68 | 82,4 | 16,497 | 31,2 | 34,63 | 78,9 | 4,99 | 5,54 | 10,52 | 7,16 |
| BFA | 0,89 | 94 | 2,42 | 396 | 10,287 | 75,4 | 5,575 | 20,6 | 11,906 | 33,9 | 4,96 | 5,79 | 9,26 | 6,93 |
| CIV | 0,458 | 118 | 1,584 | 628 | 11,678 | 79,1 | 6,678 | 20,5 | 13,626 | 32,6 | 4,87 | 4,67 | 6,9 | 6,39 |
| GNB | 0,304 | 3 | 0,664 | 7 | 1,709 | 57 | 1,994 | 17,6 | 1,994 | 18,7 | 2,41 | 4,59 | 10,85 | 8,42 |
| MLI | 1,314 | 185 | 0,732 | 165 | 17,235 | 48,6 | 6,579 | 15,6 | 20,111 | 28,9 | 4,8 | 4,67 | 9,98 | 7,85 |
| NER | 0,383 | 20 | 0,216 | 18 | 0,877 | 15,6 | 1,023 | 9,1 | 1,023 | 15,6 | 4,68 | 5,65 | 11,63 | 8,48 |
| SEN | 1,327 | 84 | 4,499 | 416 | 20,748 | 75,6 | 9,896 | 19,6 | 24,21 | 55 | 4,36 | 4,65 | 6,76 | 5,84 |
| TGO | 1,747 | 50 | 9,985 | 422 | 25,585 | 81,5 | 16,439 | 27 | 30,101 | 80 | 4,8 | 5,62 | 10,27 | 7,6 |

Annexe 4 : Résultats du test de racine unitaire de Maddala et Wu

| Variables | A niveau | | En différence première | | Décision |
|---------------------|---------------|---------------|------------------------|---------------|----------|
| | Sans tendance | Avec tendance | Sans tendance | Avec tendance | |
| <i>inflation</i> | 68.9210 *** | 132.0178 *** | - | - | I (0) |
| <i>IFI</i> | 1.1146 | 2.8493 | 44.2636*** | 60.2182*** | I (1) |
| <i>Access</i> | 1.1027 | 3.1358 | 44.7115*** | 59.4492*** | I (1) |
| <i>Use</i> | 4.1622 | 8.0664 | 81.4174*** | 67.7988*** | I (1) |
| <i>Price_Access</i> | 3.5583 | 26.5071** | 103.2307*** | 82.3705 | I (1) |
| <i>rinterest</i> | 35.6848*** | 33.2119*** | | | I (0) |
| <i>exr</i> | 5.6715 | 32.5925*** | 133.6501*** | 86.5153*** | I (1) |
| <i>bm</i> | 7.4976 | 9.6390 | 83.5014*** | 58.1648*** | I (1) |
| <i>TGPSFd</i> | 1.2058 | 4.3017 | 49.2456*** | 62.2700*** | I (1) |
| <i>TGPSFg</i> | 0.9497 | 2.7681 | 42.5311*** | 56.4048*** | I (1) |
| <i>TGUSF</i> | 3.1762 | 7.1147 | 64.6692*** | 50.3618*** | I (1) |
| <i>TBS</i> | 6.5431 | 4.5478 | 85.4727*** | 138.3245*** | I (1) |
| <i>TBE</i> | 11.5916 | 13.5404 | 119.0780*** | 132.4812*** | I (1) |

Annexe 5 : Effets directs des différentes variables de l'inclusion financière sur l'inflation dans l'UEMOA

| VARIABLES | <i>inflation</i> | | | | | |
|---------------------------|------------------------------|-------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>L.inflation</i> | 0.0343 (0.128) | -0.0626 (0.103) | 0.00306 (0.0931) | -0.0217 (0.103) | 0.0538 (0.100) | 0.0649 (0.103) |
| <i>IFI</i> | -17.00** (8.410) | | | | | |
| <i>rinterest</i> | -0.282*** (0.0624) | -0.268*** (0.0551) | -0.313*** (0.0429) | -0.318*** (0.0413) | -0.331*** (0.0417) | -0.325*** (0.0432) |
| <i>exr</i> | 0.00901 (0.00709) | 0.0114*** (0.00215) | 0.00740** (0.00312) | 0.00995*** (0.00380) | 0.0106*** (0.00341) | 0.0120*** (0.00361) |
| <i>brm</i> | -0.0331 (0.114) | -0.0844*** (0.0318) | -0.0291 (0.0528) | -0.0156 (0.0654) | -0.0335 (0.0644) | -0.0518 (0.0638) |
| <i>tgpsfd</i> | | -0.0633*** (0.0197) | | | | |
| <i>tgpsfg</i> | | | -0.00986** (0.00392) | | | |
| <i>tgusf</i> | | | | -0.0635*** (0.0214) | | |
| <i>tbe</i> | | | | | -0.0670** (0.0297) | |
| <i>tbs</i> | | | | | | -0.168** (0.0841) |
| Arellano-Bond test AR (1) | -2.47 [0.014] | -2.69 [0.007] | -2.80 [0.005] | -2.68 [0.007] | -2.96 [0.003] | -3.04 [0.002] |
| Arellano-Bond test AR (2) | -0.62 [0.534] | -0.81 [0.417] | -0.55 [0.582] | -0.75 [0.454] | -0.62 [0.534] | -0.69 [0.490] |
| Sargan test | 16.70 [0.272] | 74.30 [0.101] | 55.78 [0.631] | 61.26 [0.430] | 65.71 [0.286] | 62.82 [0.377] |
| Observations | 80 | 80 | 80 | 80 | 80 | 80 |
| Nombre de pays | 8 | 8 | 8 | 8 | 8 | 8 |

Les écarts types sont entre parenthèses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 : indiquent la significativité respectivement à 1% ; 5% et 10%.

Annexe 6 : effets indirects des différentes variables de l'inclusion financière sur l'inflation dans l'UEMOA

| VARIABLES | <i>inflation</i> | | | | | |
|------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>L.inflation</i> | -0.0498 (0.0935) | 0.0176 (0.118) | 0.0668 (0.115) | 0.0818 (0.125) | 0.0818 (0.125) | 0.100 (0.127) |
| <i>rinterest</i> | -0.755*** (0.114) | -0.517*** (0.0793) | -0.571*** (0.0707) | -0.638*** (0.109) | -0.638*** (0.109) | -0.656*** (0.109) |
| <i>exr</i> | 0.0188*** (0.00614) | 0.00706 (0.00461) | 0.00716 (0.00436) | 0.0152** (0.00641) | 0.0152** (0.00641) | 0.0170** (0.00695) |
| <i>brm</i> | -0.164 (0.110) | 0.00128 (0.0794) | -0.00284 (0.0752) | -0.127 (0.117) | -0.127 (0.117) | -0.163 (0.123) |
| <i>rinterest_IFI</i> | 6.659*** (1.530) | | | | | |
| <i>exr_IFI</i> | -0.150** (0.0699) | | | | | |
| <i>brm_IFI</i> | 1.403 (1.251) | | | | | |
| <i>rinterest_tgpsfd</i> | | 0.0290*** (0.00922) | | | | |
| <i>exr_tgpsfd</i> | | -0.000294* (0.000174) | | | | |
| <i>brm_tgpsfd</i> | | -3.91e-05 (0.00309) | | | | |
| <i>rinterest_tgpsfg</i> | | | 0.00601*** (0.00134) | | | |
| <i>exr_tgpsfg</i> | | | -7.15e-05* (4.08e-05) | | | |
| <i>brm_tgpsfg</i> | | | 9.56e-05 (0.000686) | | | |
| <i>rinterest_tgusf</i> | | | | 0.00738*** (0.00235) | | |
| <i>exr_tgusf</i> | | | | -0.000344* (0.000182) | | |
| <i>brm_tgusf</i> | | | | 0.00416 (0.00310) | | |
| <i>rinterest_tbs</i> | | | | | 0.00738*** (0.00235) | |
| <i>exr_tbs</i> | | | | | -0.000344* (0.000182) | |
| <i>brm_tbs</i> | | | | | 0.00416 (0.00310) | |
| <i>rinterest_tbe</i> | | | | | | 0.00764*** (0.00244) |
| <i>exr_tbe</i> | | | | | | -0.000379* (0.000211) |
| <i>brm_tbe</i> | | | | | | 0.00474 (0.00351) |
| Arellano-Bond test AR (1) | -2.65 [0.008] | -2.56 [0.010] | -2.40 [0.016] | -2.39 [0.017] | -2.39 [0.017] | -2.41 [0.016] |
| Arellano-Bond test AR (2) | -0.30 [0.764] | 0.15 [0.884] | 0.15 [0.882] | -0.31 [0.754] | -0.31 [0.754] | -0.32 [0.750] |

| | | | | | | |
|----------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| Sargan test | 37.36 | 35.43 | 28.25 | 30.67 | 30.67 | 31.26 |
| | [0.545] | [0.634] | [0.899] | [0.827] | [0.827] | [0.807] |
| Observations | 80 | 80 | 80 | 80 | 80 | 80 |
| Nombre de pays | 8 | 8 | 8 | 8 | 8 | 8 |

Les écarts types sont entre parenthèses

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$: indiquent la significativité respectivement à 1% ; 5% et 10%.

EFFETS ASYMETRIQUES DU TAUX DE CHANGE SUR LES PRIX DANS L'UEMOA**Mahamadou DIARRA⁷****Résumé**

Le présent article évalue les effets des variations du taux de change FCFA/Dollar américain sur le niveau général des prix dans l'UEMOA. Plus précisément, il s'agit d'isoler les effets d'appréciation et de dépréciation du taux de change sur les prix domestiques dans ladite zone. Pour ce faire, nous avons estimé un modèle non linéaire autorégressif à retards échelonnés (NARDL) portant sur les pays de l'UEMOA sur la période 1970-2017. L'analyse empirique des effets moyens de long terme a permis d'établir que 61% des dépréciations du taux de change nominal sont transmises au niveau général des prix dans l'UEMOA, tandis que c'est seulement 44% des appréciations de cette monnaie qui sont transmises au niveau des prix de cette zone.

Ces résultats suggèrent que le taux de change est un déterminant non négligeable de l'inflation dans la zone UEMOA et que, de ce fait, il doit être intégré dans les modèles de prévision de cette variable afin d'accroître la qualité des prévisions. Aussi, les effets de report asymétriques interpellent sur la nécessité pour la BCEAO de disposer d'un modèle non linéaire de prévision de l'inflation pour plus d'efficacité de la politique monétaire. Enfin, ces résultats montrent que l'abandon d'un régime de change fixe au profit du régime flottant ne serait pas sans conséquences sur la stabilité macroéconomique de la Zone UEMOA.

INFORMATIONS SUR L'ARTICLE**Historique de l'article :****INFORMATIONS SUR L'ARTICLE****Historique de l'article :**

Soumis le 14 décembre 2021.

Reçu en première version révisée le 14 novembre 2022.

Reçu en deuxième version révisée le 5 avril 2023.

Reçu en troisième version révisée le 25 octobre 2023.

Accepté le 21 décembre 2023.

Classification JEL : C33, E31, F31

Mots clés : pass-through, NARDL, effets asymétriques du taux de change

⁷ Professeur Titulaire Agrégé des Facultés des Sciences Economiques Directeur du Laboratoire d'Économie Appliquée de l'Université Norbert ZONGO-Koudougou (Burkina Faso)

Abstract

This article assesses the effects of variations in the exchange rate between the XOF and the US Dollar (XOF/US Dollar) on the domestic prices in WAEMU. Explicitly, the purpose is to isolate the effects of appreciation and depreciation of the exchange rate on domestic prices in this Union. To do this, we estimated a nonlinear autoregressive distributed lags model (NARDL) over the period 1970-2017 for the WAEMU countries. The empirical analysis of the average long-term effects showed that 61% of the depreciations of the nominal exchange rate are transmitted to the domestic price in the WAEMU, while only 44% of the appreciations of this currency are passed on to the price level of that zone.

These results suggest that the exchange rate is a significant determinant of inflation in the WAEMU and that, therefore, it must be integrated into forecasting models of this variable in order to increase the quality of forecasts. In addition, the asymmetric pass-through effects call into question the need for BCEAO to have a non-linear inflation-forecasting model for more effective monetary policy. Finally, these results show that the abandonment of the fixed exchange rate regime in favor of the floating regime would not be without consequences on the macroeconomic stability in the UEMOA zone.

ARTICLE INFORMATION

Article history:

Submitted on December 14, 2021.

Received in first revised form on November 14, 2022.

Received in second revised form on April 5, 2023.

Received in third revised form on October 25, 2023.

Accepted on December 12, 2023.

JEL Codes: C33, E31, F31

Keywords: pass-through, NARDL, exchange rate asymmetric effects

INTRODUCTION

Le lien entre le taux de change et les prix est l'une des relations les plus discutées en macroéconomie internationale. En particulier, l'analyse des effets des variations du taux de change sur les prix à l'importation et les prix domestiques s'est intensifiée à partir des années 1970, période marquée par une inflation galopante dans les pays développés qui venaient de rompre avec le système de parité fixe mais ajustables de Bretton Woods (Bailliu et Bouakez (2004)). Les multiples travaux qui s'intéressent à cette relation partent de l'hypothèse que la dépréciation de la monnaie nationale pourrait, en renchérissant les prix des produits importés, générer des tensions inflationnistes dans l'économie domestique. Le *pass-through* ou *effet de report* désigne cette transmission de la variation du taux de change nominal sur le niveau des prix intérieurs. Ce concept était initialement défini comme étant la variation en pourcentage du prix en monnaie nationale d'un bien importé induite par une variation d'un pourcent du taux de change nominal entre le pays exportateur et le pays importateur ; mais il a évolué au fil des années pour englober d'autres prix notamment les prix à la consommation (Bailliu et Bouakez, 2004).

D'un point de vue théorique, le comportement des entreprises importatrices en matière de fixation des prix constitue le cadre de référence pour expliquer la façon dont le taux de change affecte les prix intérieurs par le biais des prix des biens importés. Si ces derniers sont fixés dans la devise de l'exportateur (tarification en devise du producteur), toute modification du taux de change sera automatiquement répercutée sur les prix des biens importés libellés en monnaie locale. En revanche, si ces prix sont fixés en monnaie locale (tarification à la monnaie de l'importateur /consommation), les mouvements des taux de change ne se reflètent pas dans les prix intérieurs et l'effet de report est nul (Jimborean, 2013).

S'inscrivant dans l'hypothèse de l'existence de l'effet pass-through, il s'est posé un débat théorique sur le fait que la transmission soit complète ou partielle. D'abord, un effet de report complet serait compatible avec la loi du prix unique qui stipule que sur un marché efficient, les biens identiques échangés à différents endroits du marché sont vendus au même prix, lorsque ceux-ci sont exprimés dans la même devise. Par conséquent, à prix étranger donné, toute augmentation du taux change coté à l'incertain (dépréciation de la monnaie nationale) doit nécessairement s'accompagner d'une hausse dans les mêmes proportions du prix des biens libellé en monnaie locale. Ensuite, la thèse d'un pass-through incomplet a été discutée par la théorie de l'organisation industrielle qui lie son ampleur aux comportements stratégiques des firmes et aux conditions de marchés. L'hypothèse défendue par cette théorie stipule que les firmes limitent les reports des variations du taux de change sur les prix en ajustant leurs marges bénéficiaires afin de conserver leurs parts de marché. Ce comportement connu sous le nom de « *pricing to market* » est mis en exergue par Krugman (1986), et complété plus tard par Dornbusch (1987), Fisher (1989) et Feenstra (1989)].

Par ailleurs, une littérature plus récente met en exergue le caractère asymétrique de l'effet pass-through en ce sens qu'il diffère selon qu'il s'agisse d'une dépréciation ou d'une appréciation de la monnaie nationale. Cette hypothèse trouve son fondement dans le fait que les niveaux de prix sont plus rigides à la baisse qu'à la hausse (Delatte and López-Villavicencio, 2012). Cette rigidité peut se justifier par un comportement stratégique des firmes productrices et importatrices qui peuvent décider d'absorber les effets d'une appréciation du taux de change à travers la réduction de leurs marges bénéficiaires afin de conserver une certaine part de marché. De même, par suite d'une appréciation nominale qui leur est favorable, elles peuvent maintenir les prix inchangés pour augmenter leurs marges en compensation des pertes subies auparavant. L'effet en sera donc asymétrique.

Pour les petites économies très ouvertes et fortement dépendantes des importations comme celles de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)⁸, les effets de report du taux de change sur les prix domestiques peuvent être importants, car selon Bhagwati (1992) et Menon (1995), le pass-through augmente avec l'extraversion de l'économie. Aussi, les données montrent qu'entre 1970 et 2019 le taux de change FCFA/dollar US a augmenté en moyenne de 12% chaque année et parallèlement l'indice des prix à la consommation dans l'UEMOA a crû en moyenne annuelle de 10% sur la même période.

Au regard de ces faits, quels sont les effets de report du taux de change nominal FCFA/dollar US sur les prix domestiques dans les pays de l'UEMOA ? De façon spécifique, quels sont les effets de l'appréciation et de la dépréciation du FCFA par rapport au dollar US sur l'indice des prix à la consommation dans l'UEMOA ?

A la lumière de ces interrogations, l'objectif global du présent article est d'évaluer les effets des variations du taux de change FCFA/dollar US sur le niveau général des prix dans l'UEMOA. Plus précisément, il s'agit, dans un premier temps, de calculer l'élasticité de l'indice des prix à la consommation par rapport aux dépréciations et appréciations nominales du taux de change FCFA/dollar US et de mettre en exergue les effets asymétriques en second lieu. Et partant de l'ouverture assez prononcée des économies de l'UEMOA, la présente recherche teste l'hypothèse selon laquelle les effets des variations du taux de change FCFA/dollar US sur les prix domestiques sont importants dans l'Union et différent selon le sens de variation de ce taux de change.

Mener une telle recherche paraît important pour trois raisons essentielles. Premièrement, déterminer le degré de transmission des variations du taux de change aux prix intérieurs est d'une importance avérée pour la politique monétaire (Aron et al, 2014). En effet, les cadres modernes de la politique monétaire reposent largement plus sur des prévisions d'inflation générées par des modèles (Senhadji et al., 2007) et, de ce fait, connaître le degré de réaction des prix à la consommation aux chocs exogènes tels que les variations du taux de change, est indispensable. Cela permettrait d'améliorer la qualité des prévisions de l'inflation dans l'espace UEMOA. Deuxièmement, connaître les effets différenciés du taux de change selon les variations positives et négatives pourrait trancher le débat sur la nécessité pour les banques centrales d'avoir des modèles non linéaires de prévision d'inflation pour plus d'efficacité de la politique monétaire. En troisième lieu, en évaluant les effets des fluctuations du taux de change sur les prix, les résultats du présent article permettront d'anticiper sur les implications liées au choix d'un régime de change flottant pour les pays de l'UEMOA.

A la suite de cette introduction, l'article présente dans la première section une synthèse des développements théoriques et empiriques sur le pass-through. La deuxième section est consacrée à une analyse empirique des effets du taux de change sur les prix dans l'UEMOA. La dernière section est consacrée à la conclusion et aux implications des principaux résultats.

⁸ Pour ces économies, la part des importations dans le PIB est élevée et celle des exportations est en général très faible comparativement aux pays industrialisés. Sur la période de 2010 à 2019, le ratio moyen des importations sur le PIB le moins élevé de la zone est observé en Côte-d'Ivoire (27,14%) tandis que celui du Togo est ressorti à 49,57%. Aussi, le degré d'ouverture du Togo atteint 41,88%. Pour le Sénégal, ces paramètres sont de 36,51%, et de 32,39% respectivement sur la période la même période.

I. REVUE DE LA LITTERATURE

Les travaux sur le taux de change et l'inflation sont multiples et constituent autant de liens théoriques que d'évaluations empiriques donnant des indications sur l'interaction entre ces deux variables macroéconomiques. Nous présentons successivement dans cette section, les analyses théoriques et les travaux empiriques qui ont abordé la relation entre ces deux variables.

1.1 Les effets de report du taux de change sur les prix dans la théorie économique

Les effets des variations du taux de change sur les prix domestiques ont été largement discutés dans la littérature théorique. Les arguments alimentant ce débat ont tout d'abord cherché à mettre en exergue les mécanismes de transmission des variations du taux de change aux prix. Par la suite, de nombreux travaux vont chercher à justifier un report complet ou partiel des variations du taux de change aux prix des importations et aux prix domestiques. Enfin, les analystes se sont intéressés aux effets différenciés des épisodes de dépréciation et d'appréciation de la monnaie nationale sur les prix.

Concernant les mécanismes de transmission, le modèle de tarification le long d'une chaîne de distribution de McCarthy (2007) en évoque deux types : les effets directs et les effets indirects. L'effet direct encore appelé le canal du commerce se justifie par le fait que la dépréciation de la monnaie nationale affecte, non seulement l'indice des prix à la production à travers l'augmentation des prix des biens intermédiaires importés, mais également l'indice des prix à la consommation car le panier du consommateur contient les produits importés destinés à la consommation finale. Quant aux effets indirects, ils se manifestent de la manière suivante : la dépréciation de la monnaie nationale renforce la compétitivité des produits du pays sur les marchés internationaux ; ce qui augmente leur demande étrangère et partant les prix de ces biens. Cette augmentation des prix des biens exportés entraîne une réorientation de la demande domestique vers les biens substituables locaux ; ce qui renchérit aussi leur prix. Au finish, la dépréciation de la monnaie nationale relance la demande globale, qui génère de l'inflation.

Au regard de ces canaux de transmission, une importante littérature se pose la question de savoir si l'effet pass-through est complet ou non. En général, cette littérature se fonde sur la théorie de l'organisation industrielle proposée par des auteurs comme Krugman (1986), Dornbusch (1987), Knetter (1989) pour justifier l'ampleur du pass-through. Selon ces auteurs, l'argument majeur d'un pass-through incomplet repose sur les comportements des firmes en matière de fixation des prix dans un environnement où celles-ci sont dotées d'un pouvoir de marché. A cet égard, deux hypothèses sont combinées pour expliquer l'amplitude du pass-through.

La première fait référence aux comportements de tarification à la monnaie de l'importateur (*Local Currency Pricing*) de la firme exportatrice. En effet, si les prix établis par le producteur/exportateur dans sa propre monnaie sont rigides, toute variation du taux de change se transmet intégralement aux prix à l'importation libellé en monnaie locale (pass-through complet). Comment expliquer alors que les prix de l'exportateur puissent changer suite à une variation du taux de change ? Si cela est observé, c'est parce que l'exportateur, en fixant son prix dans sa propre monnaie, tient compte du niveau de ce prix quand il sera converti en monnaie de l'importateur et/ou de l'état de la demande de son produit sur le marché étranger. De ce fait, à la suite d'une dépréciation de la monnaie de l'importateur, l'exportateur sera enclin à réduire ses marges de sorte à préserver son marché étranger et l'effet pass-through sera incomplet (Aron et al, 2014).

La seconde hypothèse a trait à ce que la littérature appelle le comportement de *pricing-to-market* qui fait référence à la situation où, pour le même bien, les producteurs choisissent des marges qui varient selon les marchés segmentés par des taux de change variables. Il s'agit donc d'une politique de prix

dont le but pour la firme exportatrice est de préserver son marché étranger ou son pouvoir de marché en discriminant entre ses prix sur le marché domestique et ceux du marché extérieur (Sabiston, 2001). A l'origine, ce concept était introduit dans les modèles d'élasticité du commerce extérieur au taux de change dans les travaux précurseurs de Haberler (1942), Branson (1972), Magee et al. (1972) et Magee (1976) pour expliquer le *pass-through* incomplet. Mais au fil des développements et des essais empiriques, ces travaux ont montré leurs limites. En effet, étant donné que ces modèles considèrent un cadre de concurrence parfaite préconisant l'égalité entre les prix nationaux et étrangers, ils ne peuvent pas concilier le *pass-through* incomplet et les faits observés caractérisés par l'écart considérable entre les deux prix, même à long terme (Sabiston, 2001). Avec la nouvelle théorie du commerce international fondée sur l'hypothèse de la concurrence imparfaite et de rendements d'échelle croissants, l'explication d'un *pass-through* incomplet devient facile. Ainsi, prenant appui sur un modèle théorique de comportement des firmes, Krugman (1986) évalue l'ampleur du pouvoir de marché des offreurs étrangers et prouve que la prise en compte de ces parts de marché est l'explication du *pass-through* incomplet. Pour lui, en présence d'une dépréciation de la monnaie nationale qui augmente le coût des produits intermédiaires importés, les firmes en concurrence imparfaite peuvent choisir d'absorber totalement ou partiellement cette augmentation des coûts de production, réduisant ainsi la répercussion sur les prix à la consommation.

Ce cadre théorique est complété par Dornbusch (1987) qui soutient que c'est plutôt le rapport entre le nombre de firmes étrangères présentes sur le marché local et le nombre d'entreprises locales qui détermine l'ampleur du *pass-through*. Il estime que la capacité des entreprises étrangères à modifier leur prix suite à une variation du taux de change, dépend de leur poids par rapport aux firmes locales. De ce fait, plus elles sont en nombre important par rapport aux firmes locales, plus leur pouvoir de marché est grand et donc les prix intérieurs sont plus corrélés aux variations du taux de change.

Par ailleurs, les auteurs comme Fisher (1989) mettent en avant l'hypothèse de concentration industrielle pour expliquer le report des variations du taux de change sur les prix intérieurs. L'existence d'une telle concentration entrave la structure concurrentielle du marché. Dans ce contexte, à travers un modèle à n firmes locales et n^* firmes étrangères, Fisher (1989) montre que les firmes oligopolistiques fixent leur prix en anticipant les mouvements du taux de change, ce qui amène naturellement à présager un fort taux d'inflation à la suite d'une dépréciation.

Enfin, Taylor (2000) estime que le pouvoir de marché des firmes exportatrices dépend fortement du niveau et de l'élasticité de la demande qui leur est adressée. En effet, face à une demande locale fortement élastique, les entreprises exportatrices préféreront subir les conséquences d'une fluctuation du taux de change sur leurs profits marginaux, plutôt que de la répercuter sur leurs prix au risque de perdre une part de marché certainement profitable à long terme. D'où une réduction du degré de transmission. Mais en considérant les extrêmes, Devereux and Yetman (2002) affirment que si les prix sont totalement rigides, les variations du taux de change n'ont aucun effet sur l'inflation.

En définitive, la littérature traditionnelle sur le *pass-through* s'accorde sur le fait que l'effet de report du taux de change sur les prix est partiel c'est-à-dire inférieur à 1. Et il se réduit avec l'augmentation de la concurrence et de la propension des agents économiques à consommer les produits locaux (Krugman 1987 ; Obstfeld et Rogoff 1995). Il se réduit également sous l'effet de facteurs macroéconomiques, notamment un environnement caractérisé par une inflation faible et/ou par une politique monétaire crédible (Taylor, 2000).

Dans le cas particulier des pays en développement, notamment les petites économies ouvertes comme celles de l'UEMOA, les travaux théoriques indiquent qu'en général, l'effet *pass-through* est presque complet parce que les petites économies ouvertes n'ont généralement pas un poids significatif sur les marchés mondiaux ; ainsi, étant preneuses de prix, une dépréciation de la monnaie nationale n'affectera

pas les prix mondiaux mais plutôt les prix domestiques. En outre, les réponses de ces pays aux chocs monétaires sont très amples, ce qui suggère un effet pass-through important pouvant entraver la politique de lutte contre l'inflation (Janine, 2014). Aussi, une autre particularité des pays en développement est leur forte dépendance de l'importation des biens et services de consommation finale et des biens intermédiaires. Cette extraversion par les importations implique que les variations du taux de change auront des effets plus importants sur les prix domestiques, ce qui conduirait à un effet pass-through plus élevé (Bhagwati, 1992 et Menon, 1995).

Toutefois, d'autres auteurs ne s'accordent pas sur ces arguments spécifiques aux pays en développement en suggérant une répercussion faible des variations du taux de change sur les prix. Cet effet est principalement dû à la rigidité des prix et à une moindre concurrence du moins à court terme (Manguinhane et Simione, 2021).

En tout état de cause, ces conceptions théoriques considèrent que la relation entre les prix et le taux de change est symétrique. Pourtant, une grande partie de la littérature renvoie à une conception non linéaire entre ces deux variables.

Dans le cadre de la relation entre le niveau des prix et le taux de change, la linéarité signifie que les variations de taux de change, grandes ou petites, ainsi que les appréciations et les dépréciations ont proportionnellement un effet de la même grandeur (Bussière, 2007).

Cette hypothèse est de plus en plus remise en cause surtout en ce qui concerne les réactions de prix à certaines variables monétaires. En effet, de nombreux auteurs conçoivent que les prix répondent de façon différenciée entre une hausse et une baisse d'une variable explicative. Ainsi, concernant la réaction des prix suite à une variation du taux de change, Delatte et López-Villavicencio (2012) montrent qu'à long terme, l'ampleur de l'effet de report d'une dépréciation de la monnaie nationale est différente de celle résultant de son appréciation. Ils expliquent ces réactions asymétriques, largement observées dans les prix des produits finis, par des rigidités de prix qui se traduisent par le fait que ceux-ci sont plus rigides à la baisse qu'à la hausse. De leur résultat, il ressort la proposition (hypothèse) de relation non linéaire entre prix et taux de change et ce à travers la théorie du *pricing to market* évoquée précédemment. Lorsque les firmes acceptent de supporter totalement ou partiellement la hausse de leurs coûts liée aux périodes de dépréciation de la monnaie nationale, une hausse des prix domestiques, même si elle est d'une ampleur moindre pourrait s'ensuivre. Mais en cas d'appréciation, les firmes sont enclines à maintenir leurs prix constants afin de compenser les pertes subies dans les périodes de dépréciation pour engranger des profits supplémentaires. De ce fait, les dépréciations ont des effets plus importants que les appréciations de la monnaie nationale.

Ces arguments sont également avancés par les travaux concernant d'autres variables réelles et monétaires. Borenstein et al. (1997), Chen et al. (2005) et Atil et al. (2014) confirment l'hypothèse de réponses asymétriques des prix domestiques au prix international du pétrole. Pour ces auteurs, les prix à la pompe de l'essence et celui du gaz naturel répondent de façon différente aux variations des prix internationaux du pétrole. Ils expliquent ces asymétries par les rigidités des prix à la consommation et aux marges bénéficiaires des importateurs. Par la suite, Pollard et Coughlin (2003) ; Bahmani-Oskooee et Fariditavana (2015); Bahmani-Oskooee et Harvey (2017) et Correa et Minella (2010) analyseront les effets des variations du taux de change sur la balance commerciale. Cherchant à expliquer l'existence d'une courbe en *J* fondée sur des ajustements non linéaires, ils concluent que les effets de report du taux de change sur le commerce extérieur sont asymétriques à court et long termes.

Par ailleurs, l'existence d'un pass-through asymétrique trouve son explication dans la logique interventionniste de la banque centrale. En effet, pour contrôler l'inflation, la banque centrale peut entretenir des réponses différenciées face aux mouvements des prix selon les moments de hausse ou

de baisse du taux de change. C'est ainsi qu'une banque centrale qui mène une politique anti-inflationniste réagira probablement plus fortement à un choc impliquant des augmentations de prix que des baisses. Par conséquent, la politique monétaire peut impliquer une asymétrie dans la transmission des effets du taux de change si la réaction de la banque centrale est plus forte après une dépréciation qu'à la suite d'une appréciation (Delatte and López-Villavicencio, 2012).

Le débat théorique sur les effets de report du taux de change a également suscité des travaux empiriques couvrant plusieurs pays ou régions et utilisant plusieurs méthodes. Nous présentons dans la sous-section suivante un aperçu des travaux empiriques qui ont exploré cette problématique.

1.2. Un aperçu des travaux empiriques sur les effets de report du taux de change sur les prix

Les travaux empiriques sur le pass-through ont couvert presque tous les espaces économiques du monde et la majorité d'entre elles suggère que le pass-through est incomplet et en baisse ces dernières années. Pour les grandes économies ouvertes, si une première génération de travaux met en exergue un effet de report dégressif et symétrique dans le temps, des études empiriques beaucoup plus récentes suggèrent l'existence d'effets asymétriques du taux de change sur les prix. A titre illustratif, Bussière (2006) a testé l'existence d'effets asymétriques du taux de change sur les prix à l'importation et à l'exportation des pays du G7 en utilisant des données trimestrielles couvrant la période allant de 1980 à 2006. Il ressort des résultats que les effets asymétriques et non linéaires varient selon les pays. Tous les pays du G7 (exception faite du Canada et du Royaume Uni) présentent des effets de report asymétriques du taux de change sur les prix à l'exportation. Pour certains pays comme l'Italie, le pass-through du taux de change est plus important en situation de dépréciation que d'appréciation. En ce qui concerne les effets non linéaires sur les prix à l'importation, seule la France présente des effets significatifs qui deviennent plus importants suite à une dépréciation de grande ampleur.

De même, faisant recours à une spécification de type ARDL dans une perspective macroéconomique de long terme, Delatte et López-Villavicencio (2012) examinent les effets asymétriques du pass-through du taux de change sur l'indice des prix à la consommation des grandes économies comme le Japon, les Etats-Unis, le Royaume-Uni et la Zone Euro sur la période de 1970 à 2009. Leurs résultats démontrent pour l'ensemble des pays que l'ampleur de l'augmentation du niveau des prix suite à une dépréciation de la monnaie nationale est plus importante que l'amplitude de leur baisse résultant d'une appréciation de cette monnaie.

Pour les pays en développement, il existe également une littérature empirique assez fournie sur le sujet. Cependant, peu de ces travaux portent sur les effets asymétriques du pass-through. Par exemple, Bhundai (2002) examine le pass-through du taux de change aux prix domestiques en Afrique du Sud sur la période de 1976 à 2000. En estimant un vecteur autorégressif (VAR), il a montré que le degré de transmission des variations du taux de change à l'indice des prix à la consommation est faible. En effet, selon l'auteur, l'impact inflationniste de la dépréciation du taux de change est absorbé à un stade intermédiaire de la production.

Karoro et al. (2008) ont analysé l'ampleur et la vitesse de transmission des variations du taux de change aux prix à l'importation en Afrique du Sud. Selon leurs résultats, le pass-through est incomplet et l'effet résultant de la dépréciation est plus ample que celui induit par l'appréciation de la monnaie nationale. Par contre, Parsley (2010) a montré pour ce pays que le pass-through sur les prix à la consommation et à l'importation est très faible sur la période 1990 à 2009.

Maka (2013) évalue les effets asymétriques de la variation du taux de change nominal sur l'indice des prix à la consommation au Ghana. En estimant un modèle vectoriel autorégressif structurel (SVAR), il met en exergue l'existence d'un effet positif du taux de change sur l'indice des prix à la consommation

en situation de dépréciation. Par ailleurs, il ressort de ses investigations que le pass-through du taux de change est complet lorsqu'il s'agit du prix des produits non alimentaires et incomplet pour les prix des produits alimentaires.

Razafimahefa, (2012) analyse les effets du pass-through du taux de change sur le niveau des prix domestiques pour un groupe de pays d'Afrique sub-saharienne. Les résultats démontrent l'existence d'un pass-through incomplet, d'autant plus important lorsqu'il est précédé par une dépréciation de la monnaie locale que par une appréciation de celle-ci. Par ailleurs, l'auteur souligne que le degré du pass-through dépend de certains facteurs relatifs aux politiques macroéconomiques. Ainsi, le niveau du pass-through ressort faible pour les pays d'Afrique sub-saharienne ayant un faible taux d'inflation et un revenu national élevé.

Kassi et al (2019) conduisent le même exercice pour 40 pays d'Afrique Sub-Saharienne en utilisant des données trimestrielles allant du premier trimestre 1990 au quatrième trimestre 2017. Leurs investigations privilégient à la fois l'estimation d'un modèle non linéaire autorégressif à retards échelonnés (NARDL) et une approche de panel dynamique. Leurs résultats permettent d'établir certains faits majeurs. D'abord, il ressort que dans la majorité des pays d'Afrique Sub-Saharienne, le pass-through du taux de change est asymétrique à court terme, à l'exception des pays de la Zone franc où l'asymétrie est repérée aussi bien à court terme qu'à long terme. En outre, le pass-through s'avère incomplet pour tous les pays de l'Afrique Sub-Saharienne et est d'autant plus élevé dans un contexte de dépréciation que d'appréciation de la monnaie locale. En outre, les résultats mettent également en exergue des effets non linéaires du pass-through du taux de change sur l'indice des prix à la consommation. En effet, le pass-through est plus élevé dans un contexte de dépréciation de grande ampleur que lors d'une appréciation de grande ampleur de la monnaie locale. Il en est de même lors des appréciations de faible ampleur que des dépréciations de faible ampleur.

Au total, les travaux empiriques sur les effets de report du taux de change sur les prix sont nombreux et variés. Pour ce qui concerne l'UEMOA, les travaux de TOE (2010), Razafimahefa, (2012) et de Kassi et al. (2019) ont été consacrés à cette problématique. Cependant, ils présentent quelques limites non négligeables, en particulier l'utilisation du taux de change effectif nominal par TOE (2010) et Razafimahefa (2012) pour évaluer l'effet pass-through. En effet, le taux de change effectif intègre les taux de change nominaux bilatéraux qui sont fixes en vertu du régime de change fixe en vigueur avec certains partenaires. Or, l'effet de report du taux de change sur les prix, dans sa définition, n'a de sens qu'en régime de change flexible. De ce fait, il semble peu pertinent d'évaluer un effet de report du taux change FCFA/Euro sur les prix domestiques à partir du moment où la valeur de ce taux est résolument fixée. Aussi, Kassi et al. (2019) en ayant recours aux données trimestrialisées pour le PIB potentiel suscite un certain nombre de problèmes notamment d'ordre statistique. En effet, le PIB étant trimestrialisé suivant une méthode d'interpolation, il paraît peu pertinent d'utiliser une autre méthode de filtrage sur ces données pour avoir le PIB potentiel.

Dans la continuité du débat théorique sur les effets de rapport du taux de change sur les prix domestiques, et comme décliné dans les objectifs de cet article, notre recherche s'attelle à vérifier l'existence d'un pass-through asymétrique dans l'UEMOA tout en déterminant son ampleur. Notre analyse empirique permet de pallier les insuffisances qui viennent d'être mises en exergue dans les travaux empiriques.

II. ANALYSE EMPIRIQUE DU PASS-THROUGH DANS L'UEMOA

Deux types d'analyse sont considérés dans la présente section. Nous procédons en premier lieu à une analyse descriptive de la relation entre le taux de change nominal bilatéral FCFA/dollar US et l'évolution des prix à la consommation dans les pays de l'UEMOA avant de procéder, en second lieu, à l'évaluation économétrique de cette relation.

II. 1 Analyse descriptive de l'évolution du taux de change nominal FCFA/dollar US et l'IHPC dans les pays de l'UEMOA

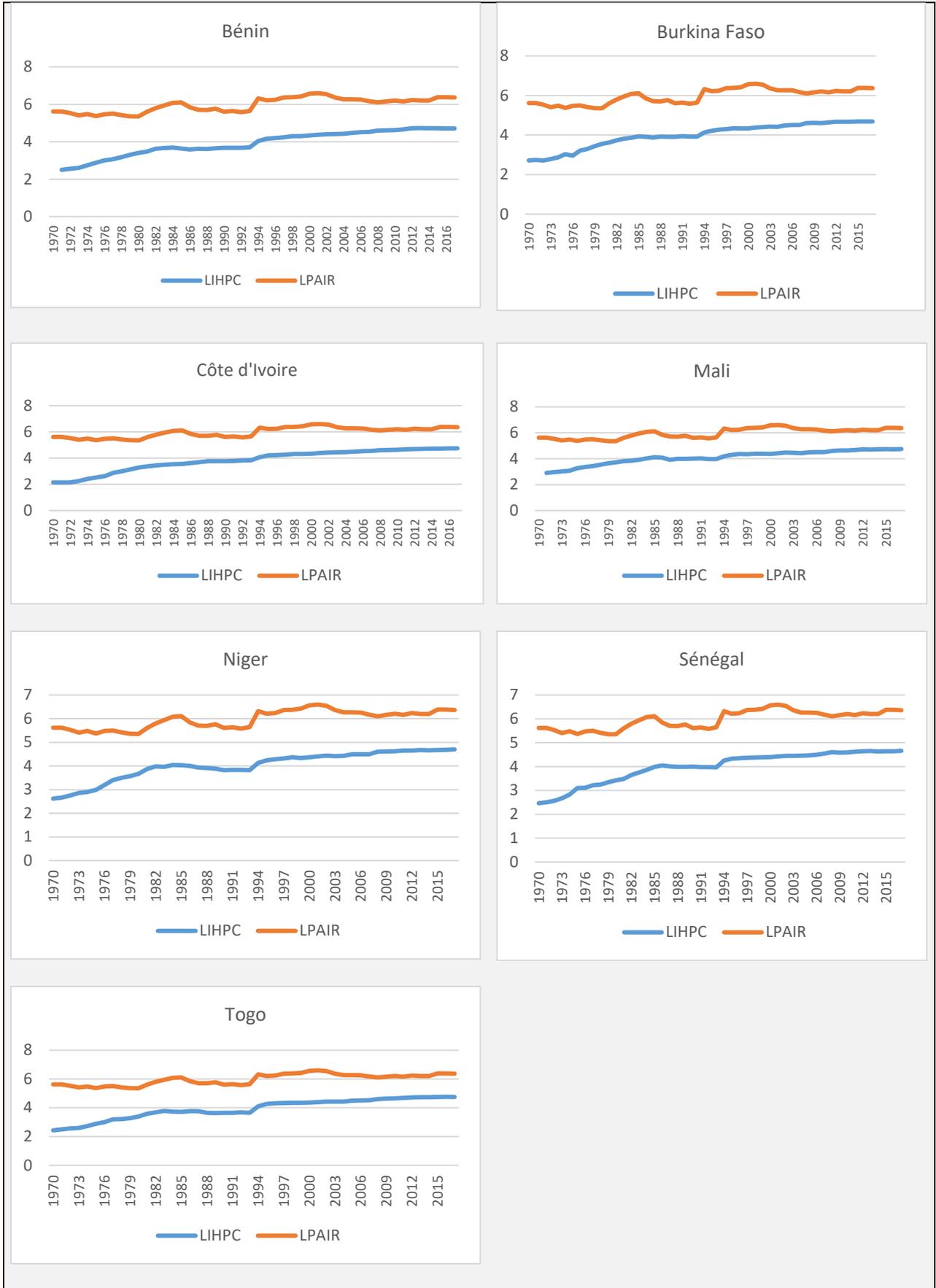
Le graphique ci-dessous permet de retracer l'évolution conjointe du taux de change nominal bilatéral FCFA/dollar US, coté à l'incertain (LPAIR) et l'indice harmonisé des prix à la consommation (LIHPC)⁹ dans 7 pays de l'UEMOA, la Guinée-Bissau ayant été écartée faute de données¹⁰. De façon générale, il y a une tendance à la hausse des deux variables dans le temps. En particulier, l'augmentation tendancielle du taux de change signifie qu'à long terme, il y a une tendance à la dépréciation du FCFA par rapport au dollar US. Ainsi, si au cours de la décennie 1970, le dollar américain se négociait à 240 FCFA en moyenne, sur la dernière décennie de notre échantillon (2008-2017), il faut déboursier en moyenne 515 FCFA pour acquérir une unité de cette devise.

L'évolution tendancielle des deux variables ne dissimule pas toutes les fluctuations de court terme. Et l'année 1994 qui a connu la dévaluation du FCFA est marquée dans tous les pays de la zone par une augmentation du taux de change nominal FCFA/dollar accompagné de pressions inflationnistes. Cette dévaluation était la réponse à la surévaluation du FCFA qu'on a observée au tournant des années 1980, surévaluation traduite sur le graphique par la baisse tendancielle du taux de change entre 1980 et 1994, qui est suivie par une réduction de l'IHPC sur ladite période.

⁹ Les deux variables sont exprimées en logarithme népérien

¹⁰ Les données sur le taux de change proviennent de la base de données de la Banque mondiale tandis que celles de l'IHPC sont extraites de la base EDEN de la BCEAO. La période d'analyse va de 1970 à 2017.

Graphique1 : Evolution comparée de LIHPC et du Taux de change nominal FCFA/Dollar US



Source : auteur.

II.2 Analyse économétrique des effets de report du taux de change sur les prix dans l'UEMOA

Il s'agit dans cette sous-section de procéder à l'évaluation économétrique des effets de report des variations du taux de change nominal sur l'évolution des prix à la consommation dans les pays de l'UEMOA. Pour ce faire, nous procédons à l'estimation des élasticités de l'IHPC par rapport au taux de change nominal bilatéral FCFA/Dollar US. Nous évaluons d'abord l'effet pass-through sur des données de panel. Nous procédons ensuite à des estimations pays par pays pour mettre en exergue d'éventuels effets hétérogènes. Nous présentons successivement la méthodologie, les données utilisées et les résultats.

II.2.1 Méthodologie

Dans la littérature, les effets de report du taux de change sur les prix sont généralement estimés à l'aide des modèles à correction d'erreur étant donné l'existence de fortes relations de cointégration entre ces variables (Delatte and López-Villavicencio, 2012). Aussi, comme l'effet de report du taux de change sur les prix peut être asymétrique, il importe d'adopter une méthode d'estimation qui admet l'existence de relations asymétriques entre les variables du modèle. Pour ce faire, la modélisation économétrique la plus indiquée est le modèle non linéaire autorégressif à retards échelonnés (NARDL). Testé par Shin et al. (2014), cette méthode est une extension du modèle ARDL pour tenir compte des asymétries de court et de long termes entre les variables du modèle.

Dans son principe théorique, les asymétries à court et à long termes sont introduites via des décompositions par sommes partielles positive et négative des variables explicatives. Des multiplicateurs dynamiques asymétriques décrivent les relations de court et de long termes, et le modèle est finalement estimé par les moindres carrés ordinaires (MCO) (Shin et al., 2014). Cette méthode a été adoptée par plusieurs auteurs (notamment Atil et al., 2014; Boghiri and Faris, 2017; Ibrahim, 2015; Jammazi et al., 2015; Osseyi, 2017; Shintani et al., 2013) pour évaluer les effets du taux de change sur certaines variables réelles comme les prix du pétrole et les prix des produits alimentaires. D'autres auteurs l'ont surtout utilisée pour évaluer la portée d'une approche non linéaire de la courbe de Phillips (Bahmani-Oskooee and Fariditavana, 2015; Bahmani-Oskooee and Harvey, 2017; Correa and Minella, 2010; Nusair, 2017). Ainsi, en suivant cette littérature, le modèle empirique se construit de la manière suivante.

Notons P un indice des prix domestiques et E le taux de change nominal (coté à l'incertain). La relation entre les deux variables est donnée par l'équation ci-après :

$$\ln P = \beta_0 + \beta_1 \ln E + \varepsilon \quad (1)$$

Où ε est un terme d'erreur.

Dans l'équation (1), le paramètre β_1 est l'élasticité des prix domestiques au taux de change nominal. Sa valeur traduira l'ampleur du pass-through et ce dernier est complet si $\beta_1 = 1$. Dans ce cas, une augmentation du taux de change (une dépréciation de la monnaie nationale) de 1% entraîne une augmentation des prix domestiques dans les mêmes proportions. De façon symétrique, une diminution du taux de change (appréciation de la monnaie nationale) de 1% contribuera à réduire les prix domestiques de 1%.

Selon Pesaran et al (2001), l'équation (1) peut être réécrite pour avoir la représentation ARDL à l'ordre (p, q) sous forme de modèle à correction d'erreur en panel comme suit :

$$\Delta \ln p_{it} = \beta_0 + \gamma \ln p_{it-1} + \beta_1 \ln E_{it-1} + \sum_{k=1}^{p-1} \alpha_k \Delta \ln p_{it-k} + \sum_{h=0}^{q-1} \alpha_h \Delta \ln E_{it-h} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Avec Δ l'opérateur de différence première, t l'indice représentant le temps et i désignant le pays. Aussi, dans l'équation (2), le paramètre β_1 est l'élasticité de long terme des prix domestiques au taux de

change et les α_h représentent les élasticités de court terme. Quant au coefficient γ , il représente la force de rappel à l'équilibre et par hypothèse, il est significativement non nul et négatif si la représentation à correction d'erreur est valide.

Les effets asymétriques supposent que les épisodes de dépréciation (les augmentations de E) et d'appréciation (baisse de E) de la monnaie locale produisent des effets d'ampleurs différentes. Pour tenir compte de cette hypothèse, le modèle fait la distinction entre les variations positives et négatives du taux de change afin de juger de l'égalité ou non des effets. Selon Shin et al. (2014), la variable d'intérêt peut être décomposée comme suit :

$$\ln E = \ln E_0 + \ln E^+ + \ln E^- \quad (3)$$

Avec :

$\ln E^+ = \sum_1^t \Delta \ln E^+ = \sum_1^t \max(\Delta \ln E, 0)$ représentant la somme cumulée des dépréciations ;

$\ln E^- = \sum_1^t \Delta \ln E^- = \sum_1^t \min(\Delta \ln E, 0)$ qui traduit la somme cumulée des appréciations ;

et $\ln E_0$ la valeur initiale du taux de change.

Le modèle ARDL non linéaire (NARDL) est obtenu en intégrant l'équation (3) dans (2). Il est donné par l'équation (4) ci-dessous telle que proposée par Pesaran et al. (1999) et Pesaran et al. (2001).

$$\Delta \ln p_{it} = \beta_0 + \gamma \ln p_{it-1} + \beta_1^+ \ln E_{it-1}^+ + \beta_1^- \ln E_{it-1}^- + \sum_{k=1}^{p-1} \alpha_k \Delta \ln p_{it-k} + \sum_{h=0}^{q-1} (\alpha_h^+ \Delta \ln E_{it-h}^+ + \alpha_h^- \Delta \ln E_{it-h}^-) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Dans cette équation (4), l'effet pass-through est asymétrique si les coefficients β_1^+ et β_1^- en valeur absolue sont différents. En d'autres termes, l'effet de la dépréciation de la monnaie locale β_1^+ est différent de celui de son appréciation β_1^- .

Par ailleurs, pour tenir compte d'autres facteurs déterminant les prix domestiques et qui réduisent le pass-through, nous avons introduit dans l'équation (4) un vecteur de variables de contrôle appelé CNTRL. On obtient donc l'équation ci-dessous

$$\Delta \ln p_{it} = \beta_0 + \gamma \ln p_{it-1} + \beta_1^+ \ln E_{it-1}^+ + \beta_1^- \ln E_{it-1}^- + \delta \text{CNTRL}_{it-1} \sum_{k=1}^{p-1} \alpha_k \Delta \ln p_{it-k} + \sum_{k=0}^q (\alpha_k^+ \Delta \ln E_{it-k}^+ + \alpha_k^- \Delta \ln E_{it-k}^-) + \sum_{d=0}^n \alpha_d \Delta \text{CNTRL}_{it-d} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Pour le choix des variables, celles retenues pour nos investigations peuvent être regroupées en deux catégories notamment des variables d'intérêt et les variables de contrôle.

Au titre de la variable explicative d'intérêt, il s'agit du **taux de change nominal bilatéral FCFA/dollar américain coté à l'incertain (noté par la suite PAIR)**. Ce choix trouve son sens dans le fait que le dollar américain est la devise des transactions internationales par excellence (Aslund, 2020). Ses mouvements sont fortement suivis par les importateurs et exportateurs mais également par les investisseurs et institutions financières. Du reste, les prix de produits comme le pétrole et autres matières premières (or, argent, blé, cacao, café, etc.), qui ont d'importantes pondérations dans l'indice des prix à la consommation, sont libellés dans cette devise ; ce qui légitime cette considération.

Par ailleurs, nous trouvons que l'utilisation du taux de change effectif nominal pour évaluer l'effet pass-through pose problème dans notre cas. Le taux de change effectif intègre les taux de change nominaux bilatéraux qui sont fixes en vertu du régime de change fixe en vigueur avec certains partenaires. Or, l'effet de report du taux de change nominal sur les prix, dans sa définition, n'a de sens qu'en régime de change flexible.

Comme nous évaluons les effets du taux de change sur les prix domestiques, la variable dépendante est le niveau général des prix qui est mesuré par **l'indice harmonisé des prix à la consommation (IHPC)**.

En somme, nos variables d'intérêt sont le logarithme de l'indice des prix (LIHPC) comme variable endogène et le logarithme du taux de change bilatéral (LPAIR) comme variable explicative d'intérêt.

En outre, l'élasticité de IHPC par rapport à PAIR devrait être positive et inférieure à 1 comme suggéré par la littérature. Mais étant donné que nous jugeons de la symétrie des effets, il importe de regarder la différence entre l'effet des variations positives et celui des variations négatives.

Au titre des variables de contrôle, celles retenues dans le modèle sont :

L'inflation importée (IPCF) : elle est approximée par l'évolution de l'indice des prix à la consommation en France (IPCF)¹¹.

La masse monétaire (MM) : c'est une variable traditionnellement importante pour l'estimation d'un modèle de niveau général des prix. En vertu de l'équation quantitative de la monnaie, elle est une variable influençant fortement et positivement l'indice des prix à la consommation dans l'UEMOA (Toe, 2010). Nous la mesurons par la variable Broad Money.

Le degré d'ouverture (Open) : il mesure le poids du commerce extérieur dans l'activité économique, cette variable est positivement liée à l'indice des prix. Plus une économie est ouverte, plus ses prix domestiques subissent l'influence du taux de change. Ce facteur a été identifié essentiellement par McKinnon (1963). Dans une discussion sur le régime de change optimal, il met en évidence que l'économie réelle réagit plus aux variations du taux de change lorsque le degré d'ouverture est élevé. Par la suite, l'effet de ce facteur a été testé explicitement sur le pass-through par d'autres auteurs qui le trouvent significatif (Goldfajn and Werlang (2000) pour l'Afrique, Choudhri and Hakura (2006) pour l'Océanie et Aziz (2009) pour le cas du Bangladesh, etc.).

L'écart de production (GAP) : il mesure l'évolution du cycle économique. Une expansion de l'activité (Gap positif) s'accompagne de l'inflation alors que les périodes de récession devraient s'accompagner d'une réduction des taux d'inflation. Par conséquent, le coefficient de l'écart de production doit être positif. Cette variable a été identifiée comme un des déterminants les plus significatifs dans la littérature empirique et, de ce fait, elle est prise en compte dans la quasi-totalité des études majeures sur le pass-through du taux de change (Choudhri and Hakura, 2006; Devereux and Yetman, 2002; Taylor, 2000; etc.).

Au regard des variables retenues, notre modèle donné par l'équation (1) devient :

$$\ln IHPC_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln PAIR_{it}^+ + \beta_2 \ln PAIR_{it}^- + \beta_3 \ln IPCF_{it}^* + \beta_4 MM_{it} + \beta_5 GAP_{it} + \beta_6 OPEN_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Avec $\ln PAIR_{it}^-$ et $\ln PAIR_{it}^+$ respectivement les variations négatives et positives du taux de change nominal. Et le modèle à estimer qui représente le modèle NARDL est donnée par l'équation (7) ci-dessous :

$$\begin{aligned} \Delta \log IHPC_{it} = & \beta_0 + \gamma \log IHPC_{it-1} + \beta_1^+ \log PAIR_{it-1}^+ + \beta_1^- \log PAIR_{it-1}^- + \beta_2 \log IPCF_{it-1} + \\ & \beta_3 \log GAP_{it-1} + \beta_4 \log MM_{it-1} + \beta_5 \log OPEN_{it-1} + \alpha_0 + \sum_{k=1}^{p-1} \alpha_k \Delta \log IHPC_{it-k} + \\ & \sum_{h=0}^q \alpha_h^+ \Delta \log PAIR_{it-h}^+ + \sum_{h=1}^q \alpha_h^- \Delta \log PAIR_{it-p}^- + \sum_{d1=1}^{n1} \alpha_{d1} \Delta \log IHPC_{it-d1} + \\ & \sum_{d2=1}^{n2} d_2 \Delta \log GAP_{it-d2} + \sum_{d3=1}^{n3} d_3 \Delta \log MM_{it-d3} + \sum_{d4=1}^{n4} d_4 \Delta \log OPEN_{it-d4} + \varepsilon_{it} \quad (7) \end{aligned}$$

Comme indiqué plus haut, pour plus de parcimonie dans nos analyses, nous estimons d'abord l'équation (7) sur un panel de sept (07) pays de l'UEMOA¹² sur la période 1970 – 2017. Nous procédons ensuite à des estimations pays par pays pour mettre en exergue d'éventuels effets hétérogènes. Pour ces estimations par pays, notre stratégie consiste à considérer l'équation (6) sur séries temporelles. De ce fait, on obtient l'équation (6') donnée par :

$$\ln IHPC_t = \beta_0 + \beta_1 \ln PAIR_t^+ + \beta_2 \ln PAIR_t^- + \beta_3 \ln IPCF_t^* + \beta_4 MM_t + \beta_5 GAP_t + \beta_6 OPEN_t + \varepsilon_t \quad (6')$$

¹¹ Nous aurions pu retenir l'IPC de la zone euro si les données sur cette variable existaient dans la base de données WDI, ce qui n'est pas le cas.

¹² La Guinée Bissau n'y figure pas au regard du manque de données sur toute la période d'étude

Ensuite, nous procédons en deux étapes. La première étape consiste à mener d'abord des tests de cointégration fondée sur une modélisation du type ARDL avant d'estimer par les MCO les élasticités de long terme et de court terme du modèle à correction d'erreur, c'est-à-dire l'équation (7') ci-dessous, si le test de cointégration est concluant (Pesaran et al. 2001).

$$\Delta \log IHPC_t = \beta_0 + \gamma \log IHPC_{t-1} + \beta_1^+ \log PAIR_{t-1}^+ + \beta_1^- \log PAIR_{t-1}^- + \beta_2 \log IPCF_{t-1} + \beta_3 \log GAP_{t-1} + \beta_4 \log MM_{t-1} + \beta_5 \log OPEN_{t-1} + \alpha_0 + \sum_{k=1}^{p-1} \alpha_k \Delta \log IHPC_{t-k} + \sum_{h=0}^q \alpha_h^+ \Delta \log PAIR_{t-h}^+ + \sum_{h=1}^q \alpha_h^- \Delta \log PAIR_{t-h}^- + \sum_{d1=1}^{n1} \alpha_{d1} \Delta \log IHPCF_{t-d1} + \sum_{d2=1}^{n2} d_2 \Delta \log GAP_{t-d2} + \sum_{d3=1}^{n3} d_3 \Delta \log MM_{t-d3} + \sum_{d4=1}^{n4} d_4 \Delta \log OPEN_{t-d4} + \varepsilon_{it} \quad (7')$$

Si aucune relation de cointégration n'est trouvée alors que chacune des variables d'intérêt est intégrée d'ordre 1, nous recourons à l'estimateur des moindres carrés modifiés de Phillips et Hansen (1990) comme alternative aux MCO du modèle ARDL. En effet, cet estimateur permet d'éliminer les biais potentiels qui peuvent apparaître lorsque l'on estime par les moindres carrés ordinaires (MCO) les coefficients de l'équation (6'). Il s'agit en effet des biais d'endogénéité et de corrélation sérielle qui sont très fréquents dans les modèles de séries temporelles. En présence de ce type de biais, les estimateurs des MCO sont consistants mais leur distribution asymptotique est non standard, cela fait que l'inférence statistique, en utilisant le t-test, n'est plus valide.

II.2.3 Les données

Les données proviennent de la base de données statistiques de la BCEAO pour les variables telles que l'indice des prix à la consommation (IHPC, base 100=2008), le PIB ainsi que les exportations et les importations qui ont servi dans le calcul de l'ouverture commerciale. Pour ce qui est du taux de change bilatéral FCFA/dollar US et la masse monétaire, elles proviennent de la base *World Development Indicators* (WDI, 2019) de la Banque Mondiale. L'écart de production a été calculé à l'aide du filtre Hodrick-Prescott¹³.

Le tableau suivant fournit un récapitulatif des variables du modèle.

Tableau n°1: Récapitulatif des variables du modèle

| Variable | Sigle | Source | Signe attendu |
|---|-------|--|-------------------|
| Indice des prix à la consommation base 100=2008 | IHPC | Base EDEN de la BCEAO | Variable endogène |
| Taux de change nominal bilatéral FCFA/Dollar US | PAIR | Banque Mondiale (WDI_2019) | + |
| Indice des prix à la consommation en France | IPCF | Banque Mondiale (WDI_2019) | + |
| La masse monétaire au sens large ou broad money | BM | Banque Mondiale (WDI_2019) | - |
| L'écart de production ou output gap | GAP | Calculé par l'auteur en utilisant un filtre Hodrick-Prescott, à partir de données du PIB provenant de WDI_2019 | - |
| Le degré d'ouverture commerciale | OPEN | Calculé par l'auteur en utilisant la formule Degré d'ouverture = (commerce extérieur/PIB*100), les données de commerce et du PIB proviennent de WDI_2019 | - |

Source : auteur

¹³ Proposé par Hodrick-Prescott (1980), il suppose que la série du produit (Y) se décompose en un cycle (C) et une tendance (T) qui résulte du calcul d'optimisation suivant où λ est un multiplicateur de Lagrange note représentant le paramètre de lissage : $\min((Y-T)^2 + \lambda(\Delta T - \Delta T)^2)$. Hodrick-Prescott recommande des valeurs de 1600 pour les données trimestrielles et 100 pour les données annuelles (Ary Tanimoune et al., 2005)

II.2.4 Tests préliminaires et méthode d'estimation

La procédure empirique a d'abord consisté à vérifier la stationnarité des variables du modèle afin de s'assurer qu'aucune variable n'a un degré d'intégration supérieur à 1 car dans le principe du NARDL, la différenciation des variables considérées dans le modèle économétrique ne peut aller au-delà de leurs différences premières. Le tableau 2 ci-dessous présente les résultats des tests de stationnarité. Nous avons utilisé le test d'Im, Pesaran et Shin (2003) (IPS) et celui de Levin, Lin et Chu (2002) (LLC). Il ressort que toutes nos variables ont respecté le principe car aucune n'a un ordre d'intégration supérieur à 1.

Après cette confirmation, nous vérifions l'existence d'une relation de cointégration entre les variables du modèle. Pour cela, le test de cointégration de Pedroni est opéré et les résultats confirment leur cointégration comme le suggère le tableau 3 ci-dessous.

Tableau n°2: Résultat des tests de stationnarité

| | variable à niveau | | variables en première différences | | Décision |
|-----------------------|------------------------|-------------------------|-----------------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | IPS | LLC | IPS | LLC | |
| LIHPC | -4,8376*** (0,0000) | -8,4322*** (0,0000) | - | - | |
| LPAIR_NEGATIVE | 3,5478 (0,9998) | 0,1725 (0,5685) | -11,3224*** (0,0000) | -13,3654*** (0,0000) | |
| LPAIR_POSITIVE | 3,5369 (0,9998) | 0,2470 (0,5967) | -15,5386*** (0,0000) | -13,1084*** (0,0000) | I (0) I (1) |
| OPEN | -1,5707** (0,0581) | 0,1536 (0,5611) | -17,2327*** (0,0000) | -19,3975*** (0,0000) | I (1) I (1) I (1) |
| BM | 2,7211 (0,9967) | 2,6263 (0,9957) | -16,8067*** (0,0000) | -18,5061*** (0,0000) | I (0) I (0) |
| GAP | -5,8480*** (0,0000) | -3,9085*** (0,0000) | - | - | |
| LIPCF | -9,3380*** (0,0000) | -11,8136*** (0,0000) | - | - | |

Source : Auteur

Note : *** : coefficient significatif à 1% ; ** : coefficient significatif à 5% ; * coefficient significatif à 10%. Les valeurs entre parenthèses sont les probabilités de significativité

Tableau n°3 : Résultat du test de cointégration de Pedroni

| Dimension intra | |
|---------------------|--------------------------|
| Panel v-Statistic | -1,597888 (0,9450) |
| Panel rho-Statistic | -2,915371*** (0,0013) |
| Panel PP-Statistic | -6,058824*** (0,0000) |
| Panel ADF-Statistic | -6,003581*** (0,0000) |
| Dimension inter | |
| Group rho-Statistic | -2,284460** (0,0112) |
| Group PP-Statistic | -6,408499*** (0,0000) |
| Group ADF-Statistic | -6,313214*** (0,0000) |

Source : Auteur

Note : *** : coefficient significatif à 1% ; ** : coefficient significatif à 5% ; * coefficient significatif à 10%. Les valeurs entre parenthèses sont les probabilités de significativité

De ce fait, les conditions de départ sont remplies pour l'application du NARDL. Mais notons que la procédure d'estimation proposée par Saeed Meo (2018) et qui fait la synthèse des procédures courantes passe par l'estimateur du « least squares stepwise » ou régression pas à pas. Pour le modèle ARDL classique, cela impose de rechercher le nombre de retards optimal ainsi que des tests d'hétérogénéité puisque se basant sur un estimateur MCO. Pour ces raisons, nous utilisons l'estimateur des maximums de vraisemblance qui n'impose pas ces tests. En outre, le nombre de retards est automatiquement choisi en se basant sur le critère bayésien de Schwarz (SBC). Il est de 1 pour chacune des variables. C'est donc un ARDL (1 1 1 1 1) qui a été estimé.

III. RESULTATS ET DISCUSSIONS

Cet article analyse les effets asymétriques du taux de change sur l'inflation dans l'UEMOA. De ce fait, et comme précisé dans la méthodologie, deux analyses économétriques sont faites à savoir une analyse sur un panel de sept (07) pays de l'UEMOA et une analyse sur les séries temporelles de chacun des sept (07) pays de l'échantillon.

- **Les résultats sur les données de panel**

L'estimation du modèle empirique donné par l'équation (7) fournit à la fois des coefficients moyens de court et long terme. Le tableau 4 ci-dessous en fait la synthèse.

Avant toute analyse économique des résultats, il importe de s'assurer de la validité statistique de nos estimations. A ce titre, comme tout modèle à correction d'erreur, la validation de la représentation est indispensable pour témoigner de la fiabilité des résultats. Le terme à correction d'erreur (EC) ressort négatif, significatif et compris entre -1 et 0, ce qui valide la représentation de ce modèle. Ainsi, toute déviation par rapport à la tendance de long terme est corrigée à au moins 12% au cours de la période suivante.

Tableau n°4: Résultats des estimations du NARDL

| | | Variable dépendante LIHPC |
|-----------------------------------|------------------------------------|---------------------------|
| Force de rappel | EC | -0.122687*** (0.0000) |
| Coefficients de long terme | Appréciation | -0.442299** (0.0120) |
| | Dépréciation | 0.611139*** (0.0000) |
| | Inflation importée | 0.002685 (0,9813) |
| | Masse monétaire | -0.042759 (0,4814) |
| | Output gap | -7.80E-05 (0,7500) |
| | Degré ouverture | 0.004402*** (0,0034) |
| | Coefficients de court terme | Appréciation |
| Dépréciation | | 0.249562*** (0.0000) |
| Inflation importée | | 1.145081*** (0.0000) |
| Masse monétaire | | 0.004075 (0,9089) |
| Output gap | | 0.000111*** (0,0009) |
| Degré ouverture | | -0.000205 (0,5746) |

Source : auteur

Note : *** : coefficient significatif à 1% ; ** : coefficient significatif à 5% ; * coefficient significatif à 10%. N=7 et T=48

En outre, il faut signaler que pour évaluer la robustesse des résultats fournis, nous avons mené d'autres estimations en utilisant l'estimateur Pooled Mean Group (PMG). Les résultats, consignés dans le tableau ci-dessous, sont fondamentalement proches de ceux obtenus. Nos résultats sont donc robustes.

Tableau n°5: Résultats des estimations issus du PMG

| | | Variable dépendante LIHPC |
|------------------------------------|--------------------|---------------------------|
| Force de rappel | EC | -0,1000*** (0,0000) |
| | | |
| Coefficients de long terme | Appréciation | -0,53286* (0,060) |
| | Dépréciation | 0,65198*** (0,0000) |
| | Inflation importée | - |
| | Masse monétaire | -0,13109 (0,195) |
| | Output gap | -0,000111 (0,727) |
| | Degré ouverture | 0,00353 (0,107) |
| | | |
| Coefficients de court terme | Appréciation | -0,05519 (0,292) |
| | Dépréciation | 0,26407*** (0,0000) |
| | Inflation importée | 0,932877*** (0,0000) |
| | Masse monétaire | 0,03177 (0,206) |
| | Output gap | 0,00003* (0,065) |
| | Degré ouverture | -0,00032 (0,205) |

Source : auteur

Note : *** : coefficient significatif à 1% ; ** : coefficient significatif à 5% ; * coefficient significatif à 10%. N=7 et T=48

Un regard sur les coefficients de nos variables d'intérêt permet de caractériser la transmission des variations du taux de change au niveau général des prix dans l'UEMOA. Ainsi, des résultats de long terme, il ressort qu'en moyenne, une baisse du taux de change FCFA/dollar de 1% (c'est-à-dire une appréciation du FCFA par rapport au dollar) induit une réduction des prix domestiques de 0,44% dans l'UEMOA. Autrement dit, en moyenne et à long terme dans l'UEMOA, 44% des appréciations du taux de change nominal FCFA/dollar US se répercutent sur le niveau général des prix. Quant aux effets résultant de la dépréciation, les résultats indiquent qu'en moyenne dans l'UEMOA, une augmentation du taux de change FCFA/Dollar de 1% (c'est-à-dire une dépréciation du FCFA par rapport au dollar) entraîne une augmentation de l'IHPC de 0,61%. Cela veut dire que 61% des dépréciations du FCFA par rapport au dollar se transmettent à l'inflation domestique dans l'UEMOA. L'effet pass-through est donc incomplet et asymétrique dans l'UEMOA : une dépréciation nominale du franc CFA de 10% par rapport au dollar US, entraîne une hausse du niveau des prix à hauteur de 6,1% tandis qu'une appréciation de 10% de cette monnaie par rapport au dollar US fait baisser les prix de 4,4 % dans l'UEMOA à long terme.

Ces effets asymétriques sont effectivement confirmés par le test de Wald que nous avons conduit en suivant Shin et al. (2014) qui proposent de procéder à un test d'égalité de coefficients de Wald¹⁴. Le tableau suivant fournit les résultats de ce test pour les coefficients des taux de change.

Tableau n°6 : Résultats du test de Wald

| | Valeur | P-value |
|---------------|--------------|---------|
| T-statistic | -7.287653*** | 0.0000 |
| F-statistic | 53.10989*** | 0.0000 |
| Chi-square | 53.10989*** | 0.0000 |
| $C(1) - C(2)$ | 0.158897 | - |

Source : auteur

Note : *** : coefficient significatif à 1% ; ** : coefficient significatif à 5% ; * coefficient significatif à 10%.

Des résultats du test, il apparaît que l'hypothèse de non asymétrie est rejetée. Ainsi, l'existence des effets asymétriques du taux de change nominal sur les prix dans l'UEMOA est économétriquement confirmée. Ces résultats mettent donc en évidence un effet pass-through différent selon que l'on considère les variations positives ou négatives du taux de change.

Nos résultats présentent un point commun avec ceux de Razafimahefa (2012) qui a montré, en utilisant la même méthode, que les périodes de dépréciation de la monnaie nationale induisent des hausses de l'IPC beaucoup plus amples que l'ampleur de la baisse de ces prix résultant des périodes d'appréciation de cette monnaie.

Nos résultats sont également conformes à ceux de Kassi (2019) qui a mis notamment en exergue l'incomplétude et l'asymétrie du pass-through du taux de change aux prix domestiques dans les pays émergents et en développement de l'Asie.

Le degré de transmission incomplet est conforme à la littérature théorique et empirique sur cette problématique. Il peut s'expliquer théoriquement par le fait que les variations du taux de change ne se répercutent pas intégralement sur les prix des principaux produits importés dans l'UEMOA (biens alimentaires, hydrocarbures, équipements, etc.). Mais dans la pratique, cette transmission partielle des variations du taux de change aux prix intérieurs dans l'UEMOA peut se justifier par le fait que certains prix sont administrés. Par exemple, les prix intérieurs des hydrocarbures sont fixés par les Etats à travers des jeux de compensation de sorte que leurs changements ne suivent pas de manière automatique la tendance de l'environnement international, toute chose qui réduit l'influence du taux de change sur les prix domestiques. Néanmoins, même si l'effet de report des dépréciations est partiel, il est relativement important car c'est 61% des dépréciations du FCFA qui se transmettent à l'inflation domestique dans l'UEMOA. Ce résultat est conforme à l'hypothèse selon laquelle l'effet pass-through est presque complet dans les petites économies ouvertes parce que, celles-ci étant preneuses de prix sur le marché international, une dépréciation de leur monnaie n'affectera pas les prix mondiaux mais plutôt les prix domestiques. Aussi, il confirme cette autre particularité des pays en développement relative à leur forte dépendance de l'importation des biens et services de consommation finale et des biens intermédiaires. Cette extraversion par les importations implique que les variations du taux de change ont des effets plus importants sur les prix domestiques, ce qui conduit à un effet pass-through plus élevé.

¹⁴ Le test d'asymétrie de Wald est un test paramétrique qui se base sur le calcul des vraies valeurs des variables pour déterminer si elles sont économétriquement égales. Il se base sur deux hypothèses à savoir H_0 : il n'y a pas d'asymétrie ; et H_1 : il existe une asymétrie.

Pour ce qui concerne l'effet asymétrique, nos résultats corroborent la proposition selon laquelle les prix domestiques de l'UEMOA sont plus rigides à la baisse qu'à la hausse de sorte que les moments d'appréciation du FCFA ne se répercutent pas sur l'indice des prix intérieurs. Ainsi, il semble que les firmes importatrices limitent les reports des dépréciations sur les prix en ajustant leurs marges bénéficiaires afin de conserver leurs parts de marché. Et quand la phase d'appréciation du FCFA survient, elles n'ajustent pas à la baisse leur prix car elles veulent compenser les pertes qu'elles avaient subies au cours de la période de dépréciation.

Quant aux résultats de court terme, ils font également ressortir un pass-through incomplet et asymétrique dans l'UEMOA. A court terme, une dépréciation du FCFA par rapport au dollar américain de 10% augmente les prix domestiques de 2,5% en moyenne dans l'UEMOA tandis qu'au seuil de 5%, les épisodes d'appréciation n'ont pas d'incidence significative sur les prix domestiques dans cette zone. Ce dernier résultat atteste de la rigidité à la baisse des prix à la consommation surtout à court terme.

Au total, nos résultats indiquent un effet pass-through incomplet mais important. De plus, l'effet résultant de la dépréciation est plus important que celui portant sur l'appréciation du FCFA par rapport au dollar. De ce fait, nos résultats confirment notre hypothèse selon laquelle les effets des variations du taux de change FCFA/dollars US sur les prix domestiques sont importants dans l'UEMOA et diffèrent selon le sens de variation de ce taux de change.

En ce qui concerne les autres variables du modèle, nos résultats fournissent des informations pertinentes. En premier lieu, l'inflation importée, captée par l'indice des prix à la consommation en France, a un effet positif et significatif sur le niveau des prix dans l'UEMOA. Plus précisément, une augmentation du niveau général des prix de 10% en France entraîne une hausse des prix à la consommation de 5,4% à long terme dans l'UEMOA. Ainsi, en plus des effets liés à la dépréciation nominale du FCFA face au dollar, l'inflation chez les partenaires commerciaux est également à l'origine de la hausse des prix domestiques dans l'UEMOA.

Ensuite, le degré d'ouverture influence l'évolution des prix à long terme dans l'UEMOA, mais cet effet est négligeable et même non significatif à court terme. Pour des petits pays extravertis comme ceux de l'espace UEMOA, la faible influence du degré d'ouverture commerciale sur les prix domestiques s'accepte car dans la théorie monétaire, les conditions selon lesquelles une ouverture commerciale plus importante influence grandement l'évolution des prix domestiques, sont entre autres une plus grande flexibilité de change et une importante compétitivité de ces économies¹⁵. En tout état de cause, nos résultats valident l'hypothèse de McKinnon (1963) qui reconnaît qu'un degré d'ouverture plus important est source d'inflation domestique.

Enfin, l'écart de production n'influence le niveau des prix qu'à court terme et cette influence est marginale. Mesurant l'évolution de l'activité économique par rapport à son niveau potentiel, un output gap positif signifie que le PIB effectif est au-dessus de son niveau potentiel, ce qui tend à augmenter les prix. Par ailleurs, l'influence de cette variable à court terme sur les prix s'explique par la théorie du PTM. L'idée est que dans les périodes prolifiques, les entreprises et importateurs sont plus enclins à répercuter sur leurs prix les coûts liés à une dépréciation de la monnaie domestique. L'évolution de l'activité économique reflète pour l'entreprise un indicateur de l'évolution de la demande qui pourrait lui être adressée (Taylor, 2000).

Ainsi, en dehors du taux de change nominal, ce sont principalement le degré d'ouverture, l'indice des prix étrangers et l'écart de production qui influencent significativement le niveau des prix dans l'UEMOA. Ce sont des variables que Toe (2010) a identifiées comme agissant significativement sur l'évolution des

¹⁵ Voir la Théorie de la Zone Monétaire Optimale, Ahn et Cheung-Han (2006), Cavallo (2007), Combes et al (2000)

prix dans son modèle de prévision d'inflation, en plus de la masse monétaire qui ressort non significatif dans notre travail.

L'analyse empirique peut être approfondie à travers des estimations de l'effet pass-through pays par pays. Un tel exercice permet également de mettre en exergue les hétérogénéités relatives aux réponses des différentes économies de la zone face aux variations du taux de change.

- **Analyses du pass-through par pays**

En considérant les réalités propres à chaque pays de l'espace UEMOA, cette section analyse les effets du taux de change sur les prix dans chaque pays. Pour ce faire, nous avons estimé le modèle NARDL pour chaque pays après avoir conduit des tests préliminaires notamment les tests de racine unitaire et les tests de cointégration. Pour ce dernier type de test, nous avons retenu le Bound test de Pesaran et al. (2001) dont les résultats sont consignés dans le tableau de l'annexe 3. Il ressort que c'est seulement dans le cas du Niger qu'aucune relation de long terme n'est détectée entre les variables. Pour le cas du Burkina Faso, le test n'est pas concluant au seuil de 5% car la valeur calculée de la statistique F est à l'intérieur des deux bornes données par les valeurs critiques, mais au seuil de 10% il apparaît qu'il y a une relation de long terme entre les variables.

Une fois cette cointégration confirmée, il s'est agi de conduire des estimations à travers l'estimateur NARDL pour les cas où l'existence de la relation de cointégration a été confirmée, et l'estimateur des moindres carrés modifiés (FMOLS) pour les cas où l'existence de la relation de cointégration a été infirmée. Les principaux résultats sont consignés dans le tableau 7 ci-dessous¹⁶.

D'un point de vue statistique, il ressort que la représentation à correction d'erreurs est validée. Les écarts par rapport à la tendance de long terme sont significativement corrigés au seuil de 1% car le coefficient de correction d'erreurs ressort négatif et significatif dans tous les pays considérés. Nous avons également procédé au test de stabilité de nos modèles. Et les résultats des tests du CUSUM (Cf. annexe 5) permettent de dire que nos modèles sont stables dans le temps puisque la courbe de la somme cumulative des résidus récurrents est à l'intérieur des lignes traduisant les valeurs critiques au seuil de 5% pour tous les pays.

Du point de vue économique, l'analyse de la transmission des variations du taux de change FCFA/dollar sur le niveau général des prix par pays permet de mettre en exergue certaines spécificités. En ce qui concerne les effets de l'appréciation du taux de change, deux groupes de pays peuvent être distingués. Le premier groupe comprend le Bénin et la Côte d'Ivoire. Pour ces économies, l'appréciation du FCFA présente des effets négatifs et significatifs sur le niveau général des prix. Le degré de report est de 22,26% au Bénin et de 21,84% en Côte d'Ivoire. Dans le second groupe de pays composé du Burkina Faso, du Mali, du Niger, Togo et Sénégal les résultats montrent que l'appréciation du FCFA n'influence pas significativement le niveau général des prix.

Dans le cas de l'effet des dépréciations du FCFA, il ressort que seul le niveau des prix au Niger est insensible aux variations positives du taux de change. Dans les autres pays, les dépréciations du FCFA ont des effets positifs et significatifs sur le niveau des prix. De façon spécifique, les degrés de report, par ordre d'importance sont de 59,65% au Togo, 41,43% au Bénin, 28,68% au Burkina Faso, 27,54% au Mali, 24,19% au Sénégal et 22,29% en Côte d'Ivoire.

¹⁶ L'analyse du pass-through par pays se base surtout sur les coefficients de long terme obtenus par la méthode de l'estimateur ARDL (Bénin, Burkina Faso Côte d'Ivoire, Mali, Sénégal et Togo) et celui du FMOLS (Niger).

Au total, l'analyse par pays ne change pas fondamentalement les résultats obtenus sur les données de panel, même si l'amplitude des réponses varie d'une économie à une autre. En effet, en dehors du Niger, il ressort que toute dépréciation du FCFA contribue à l'augmentation des prix domestiques dans les pays de l'UEMOA.

Tableau 7 : Résultats des estimations par pays

| Variable dépendante LIHPC | Bénin | Burkina Faso | Côte d'Ivoire | Mali | Niger | Togo | Sénégal |
|---------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-------------------|----------------------|----------------------|
| Force de rappel | -0.072*** (0.000) | -0.633*** (0.000) | -0.488*** (0.000) | -0.426*** (0.0000) | - | -0.460*** (0.000) | -0.415*** (0.000) |
| Appréciation | -0.223*** (0.004) | 0.126 (0.420) | -0.218*** (0.003) | 0.059 (0.731) | -1.372 (0.788) | -0.126 (0.462) | 0.079 (0.608) |
| Dépréciation | 0.414*** (0.000) | 0.287*** (0.000) | 0.223*** (0.000) | 0.275** (0.019) | 0.261 (0.767) | 0.596*** (0.000) | 0.242*** (0.001) |
| Inflation importée | 0.128*** (0,0020) | 0.590*** (0.000) | 0.662*** (0.000) | 0.150* (0.080) | -1.579 (0.773) | 0.181* (0.108) | 0.621*** (0.000) |
| Masse monétaire | -0.028 (0,440) | 0.102 (0.164) | 0.131*** (0.000) | 0.450*** (0.000) | -0.008 (0.990) | 0.060 (0.377) | 0.076 (0.222) |
| Output gap | 0.001 (0,0873) | 0.000 (0.7792) | 0.822 (0.000) | 0.259 (0.546) | 0.440 (0.910) | 0.228 (0.477) | -0.268 (0.672) |
| Degré ouverture | 0.005*** (0,008) | 0.001 (0.400) | 0.002 (0.005) | -0.008** (0.027) | -0.002 (0.916) | 0.004 (0.006) | 0.004** (0.022) |

Source : auteur

Note : *** : coefficient significatif à 1% ; ** : coefficient significatif à 5% ; * coefficient significatif à 10%. T =48 (1970-2017) pour chaque pays.

Concernant les autres variables, les coefficients de l'indice des prix en France, introduits comme proxy de l'inflation importée, donnent également des enseignements sur le comportement des prix à la consommation dans les pays de l'UEMOA. Il ressort avec des coefficients positifs et significatifs dans tous les pays considérés à l'exception du Niger. Ainsi, les prix étrangers ont une influence significative sur les niveaux de prix dans l'UEMOA. Un autre constat est que l'indice des prix en France est ressorti significatif dans les pays où la dépréciation du taux de change a également un effet positif. Cela peut indiquer que l'influence des dépréciations du taux de change s'explique principalement par l'importation de l'inflation étrangère.

CONCLUSION

L'objectif principal de cet article était d'analyser les effets des variations du taux de change sur les prix domestiques dans l'UEMOA. Plus précisément, il s'agissait de calculer l'élasticité du niveau des prix domestiques aux dépréciations et appréciations nominales du taux de change FCFA/Dollar US afin de mettre en exergue les effets asymétriques. Pour ce faire, nous avons estimé un modèle autorégressif à retards échelonnés non linéaire (NARDL) sur données de panel couvrant la période 1970-2017 et pour sept (07) pays de l'UEMOA. Il est ressorti de nos estimations que les effets de la variation du taux de change nominal FCFA/Dollar sur les prix domestiques sont asymétriques. En effet, à court terme, une dépréciation de 1% du FCFA par rapport au Dollar américain engendre une hausse des prix domestiques de 0,25%, tandis que l'appréciation de cette monnaie n'a aucun effet significatif sur les prix. En outre, à long terme, l'effet de report d'une dépréciation du FCFA par rapport au dollar américain est de 61% tandis que cet effet est de 44% pour une appréciation de cette monnaie. Ces résultats ne changent pas fondamentalement lorsque nous avons procédé à une analyse pays par pays, même si l'amplitude des réponses varie d'une économie à une autre. En effet, en dehors du Niger, il ressort que toute dépréciation du FCFA contribue à l'augmentation des prix domestiques dans les pays de l'UEMOA. En effet, une dépréciation du FCFA de 1% par rapport au dollar américain entraîne une hausse du niveau général des prix de l'ordre de moins de 0,3% dans quatre pays de l'UEMOA (Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Mali et Sénégal). L'effet de report semble relativement plus important au Bénin (0,41%) et au Togo (0,6%).

Ces résultats suggèrent que le taux de change FCFA/Dollar est un déterminant non négligeable de l'inflation dans la zone UEMOA et que, de ce fait, il doit être intégré dans les modèles de prévision de cette variable afin d'accroître la qualité des prévisions. Ainsi, les effets de report asymétriques suggèrent pour la BCEAO et les travaux empiriques dans le cadre des prévisions de disposer de modèle non linéaire de prévision de l'inflation pour plus d'efficacité de la politique monétaire. Enfin, ces résultats montrent que l'abandon du régime de change fixe au profit d'un régime flottant, comme prévu dans le cadre de la monnaie unique CEDEAO, ne serait pas sans conséquence sur la stabilité macroéconomique de la Zone UEMOA. Il semble donc important d'envisager des mesures d'atténuation des effets inflationnistes liés au passage du FCFA à l'Eco.

BIBLIOGRAPHIE

- Aron, J., Macdonald, R., Muellbauer, J. 2014.** Exchange Rate Pass-Through in Developing and Emerging Markets: A Survey of Conceptual, Methodological and Policy Issues, and Selected Empirical Findings,. *The Journal of Development Studies*,, 101-143.
- Åslund, A. 2020.** The greatest threat to the supremacy of the dollar is loose monetary policy. *The International Economy* , 19-20.
- Ary Tanimoune, N., Combes, J.-L., Plane, P., 2005.** Les effets non linéaires de la politique budgétaire: le cas de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine. CERDI.
- Atil, A., Lahiani, A., Nguyen, D.K., 2014.** Asymmetric and nonlinear pass-through of crude oil prices to gasoline and natural gas prices. *Energy Policy* 65, 567–573.
- Aziz, N., 2009.** Exchange rate pass-through to import, export and domestic prices : evidence from a developing country. *Int. Monet. Fund Work. Pap.*
- Bahmani-Oskooee, M., Fariditavana, H., 2015.** Nonlinear ARDL approach, asymmetric effects and the J-curve. *J. Econ. Stud.* 42, 519–530.
- Bahmani-Oskooee, M., Harvey, H., 2017.** Bilateral Trade Balances of Malaysia with Her 11 Largest Trading Partners: New Evidence from Asymmetry Cointegration. *Glob. Econ. Rev.* 46, 143–161.
- Bailliu, J., Bouakez, H., 2004.** La transmission des variations des taux de change dans les pays industrialisés. *Rev. Banq. Can.* 21–31.
- Balassa, B., 1964.** The Balassa-Samuelson Model : A General-Equilibrium Appraisal.
- Barro, R.J., Gordon, D.B., 1983.** Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *J. Monet. Econ.* 12, 101–121.
- Bhagwati, J.N., 1992.** The pass-through puzzle : The missing prince from Hamlet, in: *International Economic Interdependence, Patterns of Trade Balances and Economic Policy Coordination.* Springer, pp. 103–113.
- Boghiri, A., Faris, H., 2017.** Estimation of Pass-Through of the Exchange Rate and Inflation in Morocco. *Int. Res. J. Finance Econ.*
- Borenstein, S., Cameron, A.C., Gilbert, R., 1997.** Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil price changes ? *Q. J. Econ.* 112, 305–339.
- Branson, W.H., 1972.** The trade effects of the 1971 currency realignments. *Brook. Pap. Econ. Act.* 1972, 15–69.
- Bussière, M., 2007.** Exchange rate pass-through to trade prices: the role of non-linearities and asymmetries.
- Cassel, G., 1918.** Abnormal deviations in international exchanges. *Econ. J.* 28, 413–415.
- Chen, L.-H., Finney, M., Lai, K.S., 2005.** A threshold cointegration analysis of asymmetric price transmission from crude oil to gasoline prices. *Econ. Lett.* 89, 233–239.

- Choudhri, E.U., Hakura, D.S., 2006.** Exchange rate pass-through to domestic prices: does the inflationary environment matter? *J. Int. Money Finance* 25, 614–639.
- Correa, A. da S., Minella, A., 2010.** Nonlinear mechanisms of the exchange rate pass-through: A Phillips curve model with threshold for Brazil. *Rev. Bras. Econ.* 64, 231–243.
- Delatte, A.-L., López-Villavicencio, A., 2012.** Asymmetric exchange rate pass-through: Evidence from major countries. *J. Macroecon.* 34, 833–844.
- Devereux, M.B., Yetman, J., 2002.** Établissement des prix et transmission des variations du taux de change: théorie et vérification empirique, in: Colloque à La Banque Du Canada.
- Dornbusch, R., 1987.** Exchange rates and prices. *Am. Econ. Rev.* 93–106.
- Eiteman, D., Stonehill, A., Bouchet, M.H., Langlois, G., Salin, P., Montréal, U., 2004.** Gestion et finance internationales, 10e éd. Pearson Education France.
- Feenstra, R.C., 1989.** Symmetric pass-through of tariffs and exchange rates under imperfect competition: An empirical test. *J. Int. Econ.* 27, 25–45.
- Fisher, E., 1989.** A model of exchange rate pass-through. *J. Int. Econ.* 26, 119–137.
- Giavazzi, F., Pagano, M., 1988.** The advantage of tying one's hands: EMS discipline and central bank credibility. *Eur. Econ. Rev.* 32, 1055–1075.
- Giovannini, A., 1988.** Exchange rates and traded goods prices. *J. Int. Econ.* 24, 45–68.
- Goldfajn, I., Werlang, S.R. da C., 2000.** The pass-through from depreciation to inflation: a panel study. *Werl. Sergio R Pass- Depreciat. Inflat. Panel Study July 2000 Banco Cent. Bras. Work. Pap.*
- Haberler, G., 1942.** Consumer instalment credit and economic fluctuations. NBER Books.
- Ibrahim, M.H., 2015.** Oil and food prices in Malaysia: a nonlinear ARDL analysis. *Agric. Food Econ.* 3, 2.
- Im K.S. Pesaran, M., & Shin, Y. 2003.** Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 53-74.
- Jimborean, R., 2013.** The exchange rate pass-through in the new EU member states. *Economic Systems*, 37(2), pp. 302-329.
- Jammazi, R., Lahiani, A., Nguyen, D.K., 2015.** A wavelet-based nonlinear ARDL model for assessing the exchange rate pass-through to crude oil prices. *J. Int. Financ. Mark. Inst. Money* 34, 173–187.
- Kassi D.F., Edjoukou A. J. R., Gngoin Y. T. B., Gang S. et Ding N., 2019.** Asymmetry in Exchange Rate Pass-Through to Consumer Prices : New Perspective from Sub-Saharan African Countries. *Economies* 2019, 7(1); <https://doi.org/10.3390/economies7010005>
- Krugman, P.R., 1986.** Pricing to market when the exchange rate changes. National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.
- Krugman, P.R., Obstfeld, M., 2009.** International Economics : Policy and Theory. Canada: Pearson (Addison-Wesley).

- Kydland, F.E., Prescott, E.C., 1977.** Rules rather than discretion : The inconsistency of optimal plans. *J. Polit. Econ.* 85, 473–491.
- Laharach, Y., 2005.** Estimation Du Taux De Change Réel D'équilibre Au Maroc. Cyess Work. Pap. 38.
- Levin, A., Lin, C.-F., & Chu, C.-S. J. 2002.** Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
- Magee, S.P., 1976.** The empirical evidence on the monetary approach to the balance of payments and exchange rates. *Am. Econ. Rev.* 66, 163–170.
- Magee, S.P., Bergsten, C.F., Krause, L., 1972.** The welfare effects of restrictions on US trade. *Brook. Pap. Econ. Act.* 1972, 645–707.
- Manguinhane E., Simione F. F. (2021),** An Empirical Assessment of the Exchange Rate Pass-through in Mozambique, *International Monetary Fund, Volume 2021: Issue 132,*
- McKinnon, R.I., 1963.** Optimum currency areas. *Am. Econ. Rev.* 53, 717–725.
- Menon, J., 1995.** Exchange rate pass-through. *J. Econ. Surv.* 9, 197–231.
- Morillon, Y., 1958.** Examen statistique des caractéristiques de largets d'aciers Thomas BTM et Thomas normal. *Rev. Stat. Appliquée* 6, 41–92.
- Nusair, S.A., 2017.** The J-Curve phenomenon in European transition economies : A nonlinear ARDL approach. *Int. Rev. Appl. Econ.* 31, 1–27.
- Osseyi, E., 2017.** Ajustements non linéaires et asymétriques des prix à la rampe de chargement des raffineries au Canada.
- Pesaran, M.H., Shin, Y., Smith, R.J., 2001.** Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *J. Appl. Econom.* 16, 289–326.
- Pesaran, M.H., Shin, Y., Smith, R.P., 1999.** Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *J. Am. Stat. Assoc.* 94, 621–634.
- Phillips, P. C., Hansen, B. E. 1990.** "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression. *Wiley Blackwell, vol. 57(1), 99-125.*
- Pollard, P.S., Coughlin, C., 2003.** Size matters: Asymmetric exchange rate pass-through at the industrial level', *Federal Reserve Bank of St. Louis, Working paper 2003-029C.*
- Razafimahefa, I.F., 2012.** Exchange rate pass-through in sub-Saharan African economies and its determinants. *IMF Working Paper Volume 2012: Issue 141; DOI : <https://doi.org/10.5089/9781475503982.001>*
- Sabiston, D., 2001.** Le pass-through du taux de change: un survol de la littérature. *Actual. Économique* 77, 425–454.
- Saeed Meo, M., 2018.** Time series non-linear ARDL model/ asymmetric ARDL cointegration by MEO SCHOOL OF RESEARCH. <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.10711.93608>
- Senhadji, A., Sedik, T.S., Kpodar, K., 2007.** Prévisions de l'inflation et transmission des variations du taux de change aux prix à la consommation. *Tunis. Quest. Générales Rapp. FMI.*

Shin, Y., Yu, B., Greenwood-Nimmo, M., 2014. Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework, in: Festschrift in Honor of Peter Schmidt. Springer, pp. 281–314.

Shintani, M., Terada-Hagiwara, A., Yabu, T., 2013. Exchange rate pass-through and inflation: A nonlinear time series analysis. *J. Int. Money Finance* 32, 512–527.

Taylor, J.B., 2000. Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *Eur. Econ. Rev.* 44, 1389–1408.

TOE, M.D., 2010. Modèle de prévision de l'inflation dans les pays membres de l'UEMOA, Document d'Etude et de Recherche, BCEAO DER10/03, Déc.2010

ANNEXES

Annexe 1 : Résumé de statistiques descriptives de variables du modèle

| | LIHPC | LPAIR_NEGATIVE | LPAIR_POSITIVE | LIPCF | BM | GAP | OPEN |
|--------------|----------|----------------|----------------|----------|----------|-----------|----------|
| Mean | 3.964855 | -1.051502 | 1.406745 | 4.108911 | 7.30E+11 | 1.86E-06 | 58.93229 |
| Median | 4.091049 | -1.115352 | 1.812829 | 4.349353 | 2.76E+11 | 4.775346 | 58.26570 |
| Maximum | 4.762593 | -0.003794 | 2.559222 | 4.671561 | 8.52E+12 | 1506.724 | 145.6321 |
| Minimum | 2.138889 | -1.814450 | 0.000000 | 2.735748 | 9.36E+09 | -1516.673 | 6.583807 |
| Std. Dev. | 0.657075 | 0.556134 | 0.879582 | 0.576186 | 1.15E+12 | 257.7681 | 23.67593 |
| Skewness | -0.82520 | 0.190059 | -0.290382 | -1.12039 | 3.387088 | -0.740623 | 0.477928 |
| Kurtosis | 2.762989 | 1.736856 | 1.553459 | 2.957556 | 17.87015 | 15.08977 | 3.503379 |
| Jarque-Bera | 38.68875 | 23.85280 | 33.30806 | 70.32050 | 3738.150 | 2076.993 | 15.65795 |
| Probability | 0.000000 | 0.000007 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000398 |
| Sum | 1324.262 | -345.9442 | 462.8192 | 1380.594 | 2.45E+14 | 0.000624 | 18976.20 |
| Sum Sq. Dev. | 143.7718 | 101.4454 | 253.7620 | 111.2167 | 4.44E+26 | 22258877 | 179936.4 |
| Observations | 334 | 329 | 329 | 336 | 336 | 336 | 322 |

Annexe 2 : Résultats de l'estimateur Pooled Mean Group (PMG)

```
. xtprmg d.LIHPC d.LPAIR_NEGATIVE d.LPAIR_POSITIVE d.lmm d.GAP d.LIPCF d.OPEN, lr(1.LIHPC LPAIR_NEGATIVE LPAIR_POSITIVE lmm GAP OPEN)ec(ec) re
> place dfe
```

Dynamic Fixed Effects Regression: Estimated Error Correction Form
(Estimate results saved as DFE)

| | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
|----------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|-----------|
| ec | | | | | | |
| LPAIR_NEGATIVE | -.5328606 | .2828535 | -1.88 | 0.060 | -1.087243 | .021522 |
| LPAIR_POSITIVE | .6519801 | .142877 | 4.56 | 0.000 | .3719463 | .9320139 |
| lmm | -.1310918 | .1012408 | -1.29 | 0.195 | -.3295201 | .0673365 |
| GAP | -.0000507 | .0001453 | -0.35 | 0.727 | -.0003354 | .000234 |
| OPEN | .0035365 | .0021963 | 1.61 | 0.107 | -.0007683 | .0078412 |
| SR | | | | | | |
| ec | -.0991146 | .0175109 | -5.66 | 0.000 | -.1334354 | -.0647938 |
| LPAIR_NEGATIVE | | | | | | |
| D1. | -.0551933 | .0523602 | -1.05 | 0.292 | -.1578175 | .0474308 |
| LPAIR_POSITIVE | | | | | | |
| D1. | .26407 | .0296203 | 8.92 | 0.000 | .2060153 | .3221247 |
| lmm | | | | | | |
| D1. | .0317782 | .0251236 | 1.26 | 0.206 | -.0174631 | .0810195 |
| GAP | | | | | | |
| D1. | .00003 | .0000163 | 1.84 | 0.065 | -1.90e-06 | .0000619 |
| LIPCF | | | | | | |
| D1. | .9328774 | .1615431 | 5.77 | 0.000 | .6162588 | 1.249496 |
| OPEN | | | | | | |
| D1. | -.0003237 | .0002815 | -1.15 | 0.250 | -.0008755 | .0002281 |
| _cons | .5549044 | .1950438 | 2.85 | 0.004 | .1726255 | .9371833 |

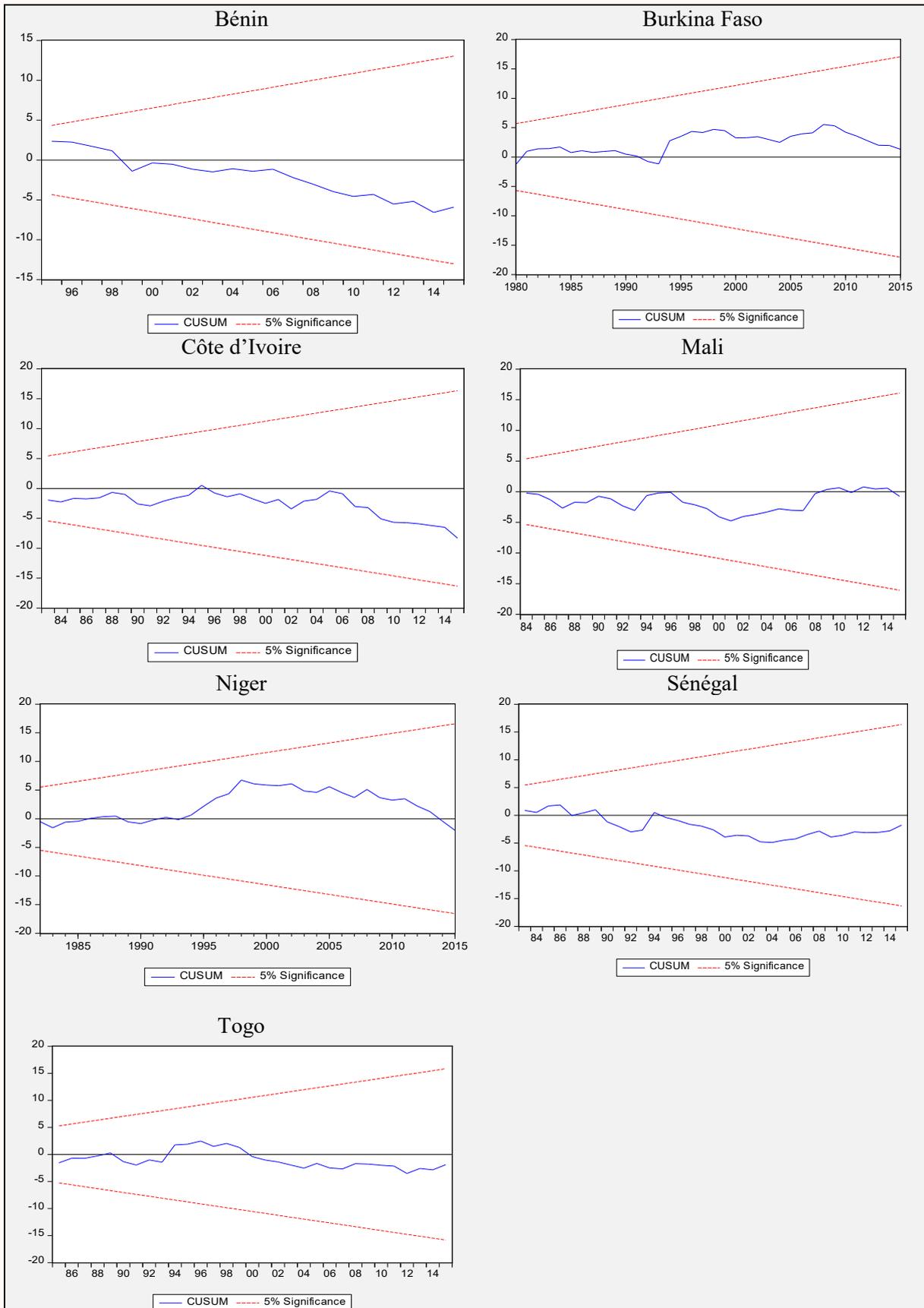
Annexe 3 : Résultats du test de cointégration aux bornes

| Pays | F-statistic (k =6) |
|----------------------|--------------------|
| Bénin | 5,1397*** |
| Burkina Faso | 3,0373* |
| Côte d'Ivoire | 6,0565*** |
| Mali | 3,5267** |
| Niger | 2,1994 |
| Sénégal | 8,5876*** |
| Togo | 4,6177*** |

Annexe 4 : Valeurs Critiques du test de cointégration aux bornes

| Significance | I0 Bound | I1 Bound |
|--------------|----------|----------|
| 10% | 1.99 | 2.94 |
| 5% | 2.27 | 3.28 |
| 2.5% | 2.55 | 3.61 |
| 1% | 2.88 | 3.99 |

Annexe 5 : Résultats du test de stabilité du modèle



NOTE AUX AUTEURS

Publication des études et travaux de recherche dans la Revue Economique et Monétaire de la BCEAO

La Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest publie semestriellement, dans la Revue Economique et Monétaire (REM), des études et travaux de recherche.

I – MODALITES

- a) L'article à publier doit porter sur un sujet d'ordre économique, financier ou monétaire et présenter un intérêt scientifique avéré, pour la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) en général ou les Etats membres de l'Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA) en particulier. Bien que son ambition soit de vulgariser les travaux scientifiques produits au sein de l'UEMOA et/ou portant sur l'UEMOA dans les domaines économique, monétaire ou financier, la REM reste ouverte à la réflexion émanant des chercheurs extérieurs et/ou développée par les spécialistes des autres disciplines des sciences sociales.
- b) Les articles publiés dans un même numéro de la Revue peuvent porter sur des questions différentes. Toutefois, en fonction de l'actualité et/ou de l'acuité de certains sujets, des numéros thématiques et des numéros spéciaux peuvent être publiés. Les numéros thématiques sont destinés à faire le point sur une problématique particulière, dont ils font ressortir toute la richesse et la complexité. Les numéros spéciaux sont, quant à eux, réservés à la publication de dossiers spécifiques qui, sans être thématiques, présentent néanmoins des points de convergence sur certains aspects. Des Actes de colloques ou de séminaires, des rapports de recherche ou des travaux d'équipe peuvent alimenter ces numéros spéciaux.
- c) La problématique doit y être clairement présentée et la revue de la littérature suffisamment documentée. Il devrait apporter un éclairage nouveau, une valeur ajoutée indéniable en infirmant ou confirmant les idées dominantes sur le thème traité.
- d) L'article doit reposer sur une approche scientifique et méthodologique rigoureuse, cohérente, et pertinente, et des informations fiables.
- e) Il doit être original ou apporter des solutions originales à des questions déjà traitées.
- f) Il ne doit avoir fait l'objet ni d'une publication antérieure ou en cours, ni de proposition simultanée de publication dans une autre revue.
- g) Il est publié après avoir été examiné et jugé conforme à la ligne éditoriale de la Revue par le Comité Editorial, puis avec une valeur scientifique qui lui est reconnue par le Comité Scientifique et avis favorable de son Président, sous la responsabilité exclusive de l'auteur.
- h) Les articles peuvent être rédigés en français ou en anglais, et doivent comporter deux résumés en français et en anglais.

- i) Le projet d'article doit être transmis à la Direction en charge de la Recherche par courrier électronique, en utilisant les logiciels Word pour les textes et Excel pour les tableaux, ou autres logiciels compatibles, aux adresses : rem@bceao.int et courrier.zdrp@bceao.int.

Si l'article est retenu, la version finale devra être transmise suivant les mêmes modalités.

II - PRESENTATION DE L'ARTICLE

- a) Le volume de l'article imprimé en recto uniquement ne doit pas dépasser une trentaine de pages, annexes non compris (caractères normaux, police arial, taille 10,5 et interligne 1,5 ligne). En début d'article, doivent figurer les mots clés, ainsi que les références à la classification du Journal of Economic Literature (JEL).
- b) Les informations ci-après devront être clairement mentionnées sur la page de garde :
- ✓ le titre de l'étude ;
 - ✓ la date de l'étude ;
 - ✓ les références de l'auteur : son nom, son titre universitaire le plus élevé, son appartenance institutionnelle et ses fonctions ;
 - ✓ un résumé en anglais de l'article (500 mots maximum) ;
 - ✓ un résumé en français (500 mots maximum).
- c) Les références bibliographiques figureront :
- ✓ dans le texte, en indiquant uniquement le nom de l'auteur et la date de publication ;
 - ✓ à la fin de l'article, en donnant les références complètes, classées par ordre alphabétique des auteurs, suivant la classification de Harvard (nom de l'auteur, titre de l'article ou de l'ouvrage, titre de la revue, nom de l'éditeur, lieu d'édition, date de publication et nombre de pages).



BCEAO

BANQUE CENTRALE DES ETATS
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

Avenue Abdoulaye Fadigo
BP 3108 • Dakar • Sénégal
www.bceao.int