



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



COFEB
CENTRE OUEST AFRICAIN DE FORMATION
ET D'ÉTUDES BANCAIRES



CENTRE OUEST AFRICAIN DE FORMATION ET D'ÉTUDES BANCAIRES (COFEB)



DOCUMENTS D'ETUDES ET DE RECHERCHE (DER)

N°DER/2023/03

**IMPACT DU MOBILE MONEY SUR L'EFFICACITE DE LA
POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE L'UEMOA**

> Gbêmèho Mathieu TRINNOU
DECEMBRE 2023



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



COFEB
CENTRE OUEST AFRICAIN DE FORMATION
ET D'ETUDES BANCAIRES

DIRECTION GENERALE DU COFEB
DIRECTION DE LA RECHERCHE ET DES PARTENARIATS

DOCUMENTS D'ETUDES ET DE RECHERCHE (DER)

N°DER/2023/03

**IMPACT DU MOBILE MONEY SUR L'EFFICACITE DE
LA POLITIQUE MONETAIRE : CAS DE L'UEMOA**

> DECEMBRE 2023

Les avis exprimés engagent la responsabilité des seuls auteurs
et en aucun cas celle de la BCEAO.

SOMMAIRE

RESUME	5
INTRODUCTION	6
I- REVUE DE LA LITTERATURE	8
II- METHODOLOGIE	16
III- RESULTATS OBTENUS ET ANALYSES	19
CONCLUSION ET IMPLICATION DE L'ETUDE	24
REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES	25
ANNEXES	27

RESUME

Cette étude analyse l'impact du mobile money sur l'efficacité de la politique monétaire dans l'UEMOA, en mettant l'accent sur les mécanismes par lesquels le développement du mobile money est susceptible d'agir sur la monnaie et l'inflation dans l'Union. Pour ce faire, la démarche méthodologique a consisté en la spécification d'un modèle Vectoriel AutoRégressif Structurel (SVAR) mettant en interaction la valeur des services financiers via la téléphonie mobile, la masse monétaire, le taux de croissance économique et le taux d'inflation dans chacun des pays de l'UEMOA. En outre, une seconde spécification remplace la masse monétaire par les dépôts bancaires et les créances sur l'économie pour prendre en compte les mécanismes liant le mobile money à la masse monétaire. La régression des modèles SVAR est effectuée en s'appuyant notamment sur les premières données mensuelles disponibles sur les services financiers via la téléphonie mobile dans les pays de l'Union. Ces données couvrent la période allant de janvier 2018 à décembre 2022. L'analyse des réponses impulsionnelles des variables révèle qu'à l'exception du Niger et du Togo, les services financiers via la téléphonie mobile influent positivement sur les agrégats monétaires dans les pays de l'Union. Un choc positif sur les services financiers via la téléphonie mobile induit un accroissement des dépôts bancaires, des créances sur l'économie ainsi que de la masse monétaire suivant le contexte d'un pays à un autre. En outre, les effets du mobile money sur la croissance économique et l'inflation n'apparaissent pas significatifs dans les pays de l'Union. L'effet sur l'inflation est observé uniquement en Côte d'Ivoire, à travers notamment une augmentation de la circulation fiduciaire. Au regard des impacts observés essentiellement sur les agrégats monétaires dans les pays de l'Union, l'étude suggère d'assurer un suivi des statistiques sur les services financiers via la téléphonie mobile à l'instar des agrégats monétaires, dans le cadre des analyses monétaires visant la prise de décision de politique monétaire par la BCEAO.

Mots-clés : Mobile money, Politique monétaire, Modèle Vectoriel AutoRégressif Structurel, UEMOA

Code JEL : E42, E50, C32, O55.

ABSTRACT

This study analyzes the impact of mobile money on the effectiveness of monetary policy in the WAEMU, focusing on the mechanisms by which the development of mobile money is likely to affect money supply and inflation in the Union. For this aim, the methodological approach consisted in specifying a Structural Vector AutoRegressive model (SVAR) based on the interaction between the value of mobile money services, the money supply, the economic growth rate and the inflation rate in each of the WAEMU countries. In addition, a second specification substitutes money supply by bank deposits and bank credits on the economy to take into account the mechanisms linking mobile money to the supply of money. The SVAR models are regressed using the first available monthly data on mobile money services in the countries of the Union. These data cover the period from January 2018 to December 2022. The analysis of the impulse responses of the variables reveals that, with the exception of Niger and Togo, mobile money services have a positive influence on monetary aggregates in WAEMU countries. A positive shock to mobile money services leads to an increase in bank deposits, bank credits on the economy and money supply, depending on the fundamentals of each country's economy. In addition, the effects of mobile money on economic growth and inflation do not appear to be significant in WAEMU countries. The effect on inflation is observed only in Côte d'Ivoire, notably through an increase in banknote circulation. In view of the impacts observed mainly on monetary aggregates in the countries of the Union, the study suggests that statistics on mobile money services should be monitored in the same way as monetary aggregates, as part of monetary analyses aimed at monetary policy decision-making by the BCEAO.

Keywords : Mobile money, Monetary policy, Structural Vector AutoRegressive model, WAEMU

JEL Code : E42, E50, C32, O55.

INTRODUCTION

Le mobile money (où l'argent mobile) se définit comme étant un service transformationnel qui utilise les technologies de l'information et de la communication pour élargir la diffusion de services financiers auprès de clients ne pouvant pas avoir accès aux services financiers traditionnels distribués par le biais de succursales bancaires (GSMA¹, 2019). Plus précisément, le mobile money offre la possibilité aux agents économiques de recevoir et de conserver de la monnaie sur des comptes électroniques non bancaires créés sur leurs téléphones portables et utilisable pour le règlement de leurs transactions financières à tout moment et en tout lieu, notamment le paiement de factures, le transfert d'argent à des proches et/ou des tiers ainsi que le retrait d'argent reçu sous forme de salaire, de dépôts ou de paiements sur leurs comptes électroniques. Chaque compte électronique individuel est rattaché à un numéro de téléphone accessible par le biais d'une carte SIM (subscriber identity/identification module ou module d'identification de l'abonné) acquise auprès d'un opérateur de réseau mobile et insérée dans le téléphone portable (Shirono et al., 2021).

Ce service offert par les établissements émetteurs de monnaie électronique² réglementés constitue une innovation financière qui s'est largement répandue dans le monde ces dernières années, en raison de sa très rapide adoption par les agents économiques.

Selon la GSMA (2022), plus de 1,35 milliard de comptes d'argent mobile ont été enregistrés dans le monde en 2021, soit dix fois plus qu'en 2012 (134 millions). Les utilisateurs de mobile money sont davantage actifs. La proportion de comptes actifs sur une base de 90 jours est passée de 26% à 38% entre 2012 et 2021, et de 20% à 26% pour les comptes actifs mensuels (30 jours) au cours de la même période. Le volume et la fréquence des transactions ont également connu une forte croissance, avec plus de 1,5 million de transactions de personne à personne effectuées chaque heure en moyenne en 2021, contre moins de 68.000 en 2012.

Dans l'UEMOA, plus particulièrement, les services financiers via la téléphonie mobile³ connaissent une progression significative. Le nombre de comptes électroniques ouverts est passé de 18.233.444 en 2014 à 131.006.798 en 2021, soit sept fois plus qu'en 2014. A fin décembre 2021, le nombre total des opérations réalisées s'élève à 5 milliards pour un montant total de 63.895 milliards de FCFA contre un volume total de 259.354.452 d'opérations en 2014, pour une valeur de 3.760 milliards de FCFA. En outre, un total de 14 millions d'opérations a été traité quotidiennement par l'ensemble des plateformes de paiement électronique de l'Union, soit une hausse de 47% par rapport à 2020. Cette moyenne d'opérations journalières se situait à 9,71 millions en 2020, soit une augmentation de 33% par rapport à 2019. De même, le nombre de comptes de monnaie électronique a enregistré une hausse de 39%, passant de 94 millions en 2020 à 131 millions en 2021. Par ailleurs, l'offre de services continue à s'élargir à travers les paiements marchands, les transferts entre comptes de monnaie électronique et comptes bancaires ainsi que l'épargne et le crédit, avec une présence de plus en plus observée des banques et des partenariats entre les différents acteurs, notamment entre les banques et les FinTech. En 2021, les établissements de monnaie électronique détenaient 60% du nombre total de comptes ouverts, en légère baisse de 0,2% en glissement annuel, au profit des banques qui enregistraient désormais 40% des comptes de monnaie électronique dans l'Union (BCEAO, 2018 et 2022).

Au regard des statistiques, le mobile money demeure un potentiel vecteur d'inclusion financière car il facilite l'accès aux services financiers aux populations mal desservies ou ne bénéficiant pas des services offerts par le secteur bancaire traditionnel à travers

¹ La GSM Association (GSMA ou Global System for Mobile Communications) est une association internationale représentant les intérêts de plus de 750 opérateurs et constructeurs de téléphonie mobile dans le monde.

² Les établissements émetteurs de monnaie électronique sont les banques, les établissements financiers de paiement, les systèmes financiers décentralisés dûment autorisés et les établissements de monnaie électronique.

Les établissements financiers de paiement sont spécialisés dans les services de paiement, c'est-à-dire, toute activité exercée à titre professionnel et destinée à mettre à la disposition du public, des instruments ou offrir des prestations lui permettant notamment l'exécution, quels que soient l'infrastructure, le support ou le procédé technique utilisés, des opérations ci-après : encaissements ; versements ; retraits ; virements ; paiements ; prélèvements.

Un établissement de monnaie électronique est toute personne morale, autre que les banques, les établissements financiers de paiement et les systèmes financiers décentralisés, habilitée à émettre des moyens de paiement sous forme de monnaie électronique et dont les activités se limitent à l'émission de monnaie électronique et la distribution de monnaie électronique.

La monnaie électronique est une valeur monétaire représentant une créance sur l'établissement émetteur qui est : stockée sous une forme électronique, y compris magnétique ; émise sans délai contre la remise de fonds d'un montant qui n'est pas inférieur à la valeur monétaire émise ; et acceptée comme moyen de paiement par des personnes physiques ou morales autres que l'établissement émetteur (BCEAO, 2015).

³ Le concept de services financiers via la téléphonie mobile et le mobile money seront employés indifféremment dans tout le document.

le monde et particulièrement dans les pays en développement (Aron, 2018 ; GSMA, 2022). Son rôle bénéfique sur l'inclusion financière et les conditions de vie des populations a été mis en évidence dans plusieurs études empiriques (Jack et Suri, 2014 ; Kikulwe et al., 2014 ; Munyegera and Matsumoto, 2016 ; Aker et al., 2016 ; Riley, 2018). En effet, en permettant aux agents économiques de bénéficier d'un moyen de conservation de l'argent sur un compte électronique non bancaire, le mobile money facilite les transferts et les paiements à moindre coût aux agents économiques. Il favorise une meilleure planification des dépenses des ménages dans le temps, en les aidant à mieux gérer leurs flux de ressources financières et contribue à la création d'activités génératrices de revenus par le biais de la constitution de fonds de roulement (Aron, 2018, Kipkemboi et Bahia, 2019).

Concernant la politique monétaire, le mobile money pourrait affecter les agrégats monétaires, en contribuant à renforcer les ressources des banques, notamment les dépôts bancaires, à travers le transfert des liquidités du secteur informel et/ou des actifs non financiers ainsi que de fonds internationaux dans le système bancaire. Par ce canal, le mobile money pourrait favoriser la création de crédit, induire un accroissement de la masse monétaire, influencer sur l'activité économique et, en conséquence, sur l'inflation. En outre, en référence à la théorie quantitative de la monnaie, le mobile money pourrait influencer sur la vitesse de circulation de la monnaie et affecter le niveau général des prix, car il réduit le temps et les coûts de transaction associés au transfert de ressources financières pour les paiements électroniques ainsi qu'au retrait de la monnaie fiduciaire pour la réalisation des dépenses. Par ailleurs, le mobile money pourrait induire une augmentation de la demande de monnaie pour les transactions, en raison de la possibilité offerte aux agents économiques de substituer leurs actifs financiers et non financiers par de la monnaie électronique auprès du système bancaire (Mehrotra et Yetman, 2015).

Cependant, comme le soulignent notamment Kipkemboi et Bahia (2019) ainsi que Maweje et Lakuma (2019), les études empiriques analysant l'impact du mobile money sur la conduite de la politique monétaire demeurent limitées. Les études recensées sur le sujet aboutissent à des conclusions mitigées.

Ce constat s'observe encore plus spécifiquement dans l'UEMOA où les travaux s'intéressant à l'impact du mobile money en lien avec l'efficacité de la politique monétaire sont relativement rares, en dépit de la progression significative susmentionnée des services financiers via la téléphonie mobile dans l'Union.

Dans ce contexte, la présente étude tente d'analyser l'impact du mobile money sur l'efficacité de la politique monétaire dans l'UEMOA.

Il s'agit, en mettant l'accent sur les pays de l'UEMOA, de voir s'il existe des mécanismes par lesquels le développement du mobile money agit sur la monnaie et l'inflation. Cette analyse, à partir des premières données disponibles sur les services financiers via la téléphonie mobile dans les pays de l'UEMOA, pourrait édifier sur la nécessité de prendre en compte le mobile money dans les analyses monétaires et, en conséquence, dans les décisions de politique monétaire.

I. REVUE DE LA LITTÉRATURE

Très peu de travaux portent sur l'impact du mobile money sur l'efficacité de la politique monétaire dans la littérature. En outre, dans l'ensemble, les conclusions des travaux paraissent ambiguës, tant sur le plan théorique qu'empirique. Les analyses théoriques paraissent contradictoires et les vérifications empiriques aboutissent également à des conclusions mitigées.

2.1. Analyses théoriques

L'impact du mobile money sur la politique monétaire s'appréhende à partir de ses effets sur la demande et l'offre de monnaie ainsi que sur l'activité économique. En effet, ces différents effets affectent l'inflation, et par conséquent, influent sur l'objectif de stabilité des prix de la politique monétaire.

2.1.1. Mobile money et demande de monnaie

La relation entre le mobile money et la demande de monnaie s'analyse en s'appuyant sur la théorie quantitative de la monnaie.

Cette théorie décrite par l'équation $MV = PY$ stipule que la circulation de la monnaie (MV) couvre toutes les transactions dans une économie (PY). M est la masse monétaire nominale (soit $M1$, qui correspond à la monnaie fiduciaire et les dépôts transférables (les dépôts à vue), ou $M2$, qui est la somme de $M1$ plus les dépôts à terme) ; V est la vitesse de circulation de la monnaie ; P est le niveau général des prix et Y est la production réelle. De cette relation découle $V = PY/M$.

A la base, cette théorie classique suppose la neutralité de la vitesse de circulation de la monnaie dans une économie en situation de plein-emploi. De ce fait, toute variation de la masse monétaire se transmet directement aux prix.

L'examen de l'impact du mobile money reposant sur la théorie quantitative de la monnaie fait ressortir qu'en induisant un accroissement de la vitesse de circulation de la monnaie du fait de la réduction du temps et des coûts de transaction des paiements, le mobile money pourrait engendrer des pressions inflationnistes s'il affecte la vitesse de circulation de la monnaie sans nécessairement améliorer les niveaux de production globale (Simpasa et Gurara, 2012). En outre, comme susmentionné, le mobile money induirait une augmentation de la demande de monnaie pour les dépenses et donc l'inflation, en raison de la possibilité offerte aux agents économiques de substituer leurs actifs financiers et non financiers par de la monnaie électronique auprès du système bancaire (Mehrotra et Yetman, 2015).

Cette situation qui affecte l'objectif de stabilité des prix pourrait amener les autorités monétaires à adopter une politique monétaire restrictive entraînant une hausse des taux d'intérêt dans l'optique de faire baisser la demande réelle de monnaie. Cette réaction des autorités monétaires s'inscrit dans une logique keynésienne postulant que la demande réelle de monnaie dépend positivement de l'activité économique pour les motifs de transaction et de précaution et négativement du taux d'intérêt pour le motif de spéculation. Ainsi, la variation de l'une de ces variables, en l'occurrence le taux d'intérêt entraînerait un changement de la vitesse de circulation de la monnaie.

Sous un autre angle, les agents économiques pourraient afficher une préférence manifeste pour la monnaie électronique, en raison de l'efficacité dans les transactions induite par l'adoption du mobile money, notamment la réduction des risques de pertes liées à la manipulation d'espèces, du temps d'attente pour les transactions ainsi que des inconvénients liés à la non proximité des institutions financières. Cette préférence engendrerait une diminution de la demande de monnaie et une moindre pression inflationniste (Mawejje et Lakuma, 2019).

2.1.2. Mobile money et offre de monnaie

Le mobile money pourrait contribuer à renforcer les ressources des banques, en favorisant le transfert des liquidités du secteur informel et/ou des actifs non financiers ainsi que de fonds internationaux dans le système bancaire, permettant la création de crédit via le multiplicateur monétaire et, en conséquence, un accroissement de la masse monétaire (Kipkemboi et Bahia, 2019).

2.1.3. Mobile money et activité économique

La plupart des analyses admettent que le mobile money favorise l'accès aux crédits au secteur privé pour la réalisation des investissements dans les différents secteurs de l'économie. La stimulation des investissements augmente la production qui concourt, à son tour, à une baisse des prix. En outre, en réduisant les coûts de transaction et en permettant des paiements et des transferts numériques, le mobile money peut faciliter l'accroissement des échanges commerciaux et renforcer l'efficacité économique et la concurrence, améliorant ainsi la productivité et entraînant une baisse des prix. Par ailleurs, le mobile money peut modifier l'arbitrage des ménages entre épargne et consommation. Une préférence élevée pour l'épargne du fait de la facilité à conserver de l'argent pourrait réduire la demande et donc l'inflation. En revanche, si le mobile money augmente la consommation, la demande globale pourrait augmenter et induire une hausse des prix (Kipkemboi et Bahia, 2019).

2.2. Travaux empiriques

Quelques travaux empiriques ont été consacrés à l'examen de l'impact du mobile money sur la conduite de la politique monétaire. Sur le plan méthodologique, certains font recours à la modélisation avec, d'une part, des modèles économétriques, en l'occurrence un modèle Vectoriel Autorégressif structurel (SVAR) ou un modèle Autorégressif à retards échelonnés (ARDL) et, d'autre part, un modèle dynamique et stochastique d'équilibre général (DSGE), tandis que d'autres s'appuient sur une analyse de la dynamique (des tendances) des agrégats monétaires dans des pays où les populations ont adopté le mobile money.

S'agissant des modèles économétriques, l'étude de Wiafe et al. (2022) examine l'effet du mobile money sur l'efficacité de la politique monétaire au Ghana en régressant un modèle Vectoriel Autorégressif structurel (SVAR) sur des données mensuelles allant de janvier 2012 à décembre 2018. Ils mesurent le mobile money par les valeurs des transactions effectuées. L'analyse des réponses impulsionnelles révèle que la politique monétaire devient moins efficace avec la croissance du mobile money. En outre, le taux d'intérêt à court terme réagit à la croissance du mobile money au Ghana. Sur cette base, l'étude suggère la prise en compte de l'activité du mobile money dans la conduite de la politique monétaire au Ghana.

Maweje et Lakuma (2019) appliquent la même démarche pour analyser les effets macroéconomiques du mobile money en Ouganda sur des données mensuelles couvrant la période allant de mars 2009 à août 2016. Ils mettent un accent particulier sur les effets sur la masse monétaire, l'indice des prix à la consommation, les taux d'intérêt, le crédit au secteur privé et la production. Ils mesurent aussi le mobile money par le bilan des transactions effectuées. Les résultats mettent en évidence que le mobile money a des effets positifs modérés sur les agrégats monétaires, l'indice des prix à la consommation, le crédit au secteur privé et l'activité économique globale. En outre, le mobile money favoriserait une amélioration possible de la conduite de la politique monétaire. Enfin, les résultats montrent que les motifs de transaction liés à l'adoption du mobile money ont des effets plus importants que les motifs d'épargne.

Nampewo et Opolot (2016) étudient l'impact des innovations financières sur la stabilité de la vitesse de circulation de la monnaie en Ouganda à l'aide d'un modèle Autorégressif à retards échelonnés (ARDL) estimé sur des données trimestrielles sur la période 2000-2013. Ils approximent les innovations financières par le ratio de la monnaie en circulation par rapport à la masse monétaire M2 et le ratio des dépôts à terme par rapport aux dépôts à vue. L'étude met en évidence des effets négatifs et positifs significatifs des innovations financières sur la vitesse de circulation de la monnaie à court et à long terme respectivement. En outre, l'équation de la vitesse de circulation de la monnaie à long terme est stable malgré la progression des innovations financières au fil du temps. En dépit du fait que cette étude s'intéresse aux innovations financières, elle ne met pas l'accent sur le mobile money spécifiquement.

Dans la même démarche, Ndirangu et Nyamongo (2015) examinent l'impact des innovations financières sur la stabilité de la fonction de demande de monnaie au Kenya au cours de la période 1998-2013 en estimant également un modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL). L'innovation financière est approchée principalement par le ratio de la monnaie hors banques sur les dépôts à terme, traduisant la proportion des transactions de la population non desservie par le système bancaire. Les résultats révèlent que la progression rapide de l'innovation financière au cours de cette période n'a pas affecté la stabilité de la fonction de demande de monnaie. Le ratio est négativement lié à la monnaie au sens large M2 et M3 dans les équations à court et à long terme. Ils justifient cette relation négative par l'amélioration de l'efficacité des transactions et du progrès technologique, facilitant l'utilisation des substituts de la monnaie.

Au titre de l'examen de l'impact du mobile money en se fondant sur la dynamique des agrégats monétaires dans les pays où les populations ont adopté le mobile money, Kipkemboi et Bahia (2019) analysent les tendances des variables telles que :

- le ratio de la monnaie hors du secteur bancaire par rapport à la monnaie au sens large (M2 ou M3) mesuré par la proportion de monnaie détenue en dehors du système financier formel par rapport à la masse monétaire totale ;
- le multiplicateur monétaire mesurant le rapport entre la monnaie au sens large et les réserves ;
- la vitesse de circulation de la monnaie (la vélocité de la monnaie) calculée par le rapport entre le PIB nominal et la monnaie au sens large ;
- l'inflation, c'est-à-dire, la variation annuelle de l'indice des prix à la consommation.

Ils effectuent les analyses dans trois (3) regroupements de pays, dont la zone UEMOA. Ils constatent, en termes de stabilité monétaire (ou des prix) que l'argent mobile peut permettre une politique monétaire plus efficace en transférant des devises et des actifs dans le système financier formel. En particulier, le mobile money est lié à un multiplicateur monétaire plus élevé. Toutefois, ils soulignent que les inquiétudes concernant l'augmentation de la vitesse de circulation de la monnaie et donc de l'inflation par l'argent mobile ne sont pas fondées et que le mobile money paraît plutôt lié à une diminution de la vitesse de circulation. Par ailleurs, l'impact direct du mobile money sur l'inflation ne paraît pas perceptible.

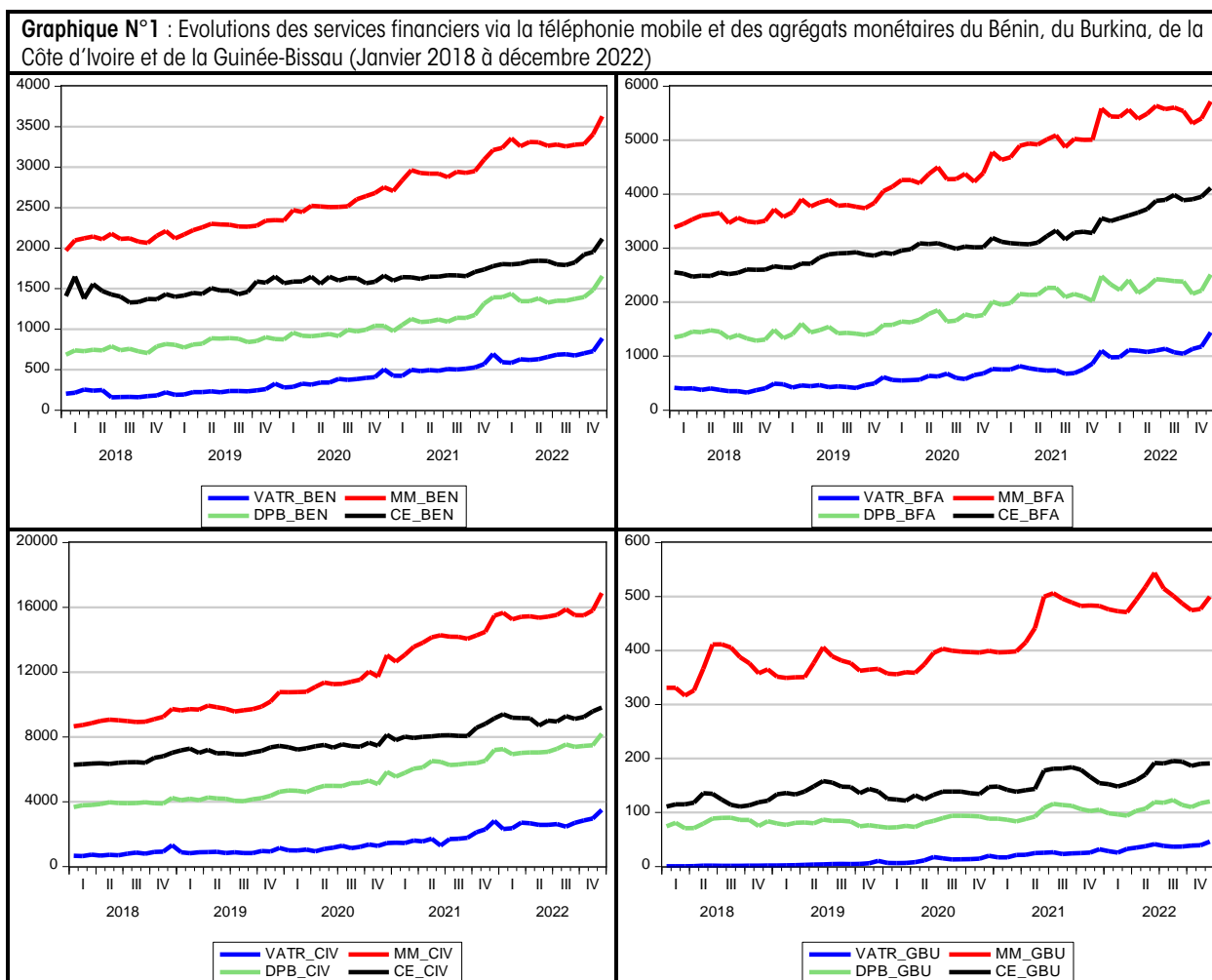
Weil et al. (2012) ont utilisé la même approche analytique auparavant pour le cas spécifique du mobile money M-Pesa au Kenya. Leurs analyses révèlent qu'en dépit du fait que la vitesse de circulation de la monnaie électronique liée au M-Pesa augmente avec le temps, elle ne demeure pas plus élevée que la vitesse de circulation d'autres agrégats, notamment celle de la monnaie conventionnelle. Ils concluent que les implications du mobile money M-Pesa pour la conduite de la politique monétaire étaient non significatives.

Cependant, la principale limite de l'analyse des tendances, comme le soulignent Kipkemboi et Bahia (2019) est qu'elle présage d'une corrélation ou d'un lien entre le mobile money et les agrégats monétaires sans isoler l'impact du mobile money sur ces derniers comme c'est le cas avec une analyse économétrique. Toutefois, l'analyse des tendances fournit une première base d'informations permettant d'attirer l'attention des Autorités monétaires sur les impacts potentiels du mobile money sur la stabilité monétaire et financière, surtout dans les pays où le mobile money n'a pas encore atteint une certaine dimension temporelle, limitant la disponibilité de statistiques sur une période relativement longue.

Concernant l'implémentation de modèle dynamique et stochastique d'équilibre général (DSGE), Adam et Walker (2015) incluent le mobile money dans le modèle DSGE développé par Anand et Prasad (2010) pour examiner les effets macroéconomiques de l'adoption rapide du mobile money dans les pays d'Afrique de l'Est. Dans ce modèle distinguant deux catégories de ménages, à savoir les ménages du milieu rural et ceux du milieu urbain, Adam et Walker (2015) y intègrent le mobile money en tant qu'outil de transfert de fonds permettant aux ménages du milieu urbain d'envoyer de l'argent aux ménages du milieu rural. Il ressort des résultats obtenus que l'expansion du mobile money ne constitue pas un facteur limitant l'efficacité de la politique monétaire. En outre, le mobile money pourrait améliorer la stabilité macroéconomique des pays dans lesquels il est répandu. Les auteurs suggèrent que les décideurs politiques continuent de soutenir et d'encourager la diffusion du mobile money dans les pays d'Afrique de l'Est, tout en travaillant en synergie avec les opérateurs de réseaux mobiles pour permettre les transferts transfrontaliers entre ces pays.

2.3. Faits stylisés

Les faits stylisés fournissent un aperçu des évolutions des services financiers (en valeur) via la téléphonie mobile et des agrégats monétaires, notamment la masse monétaire, les dépôts bancaires et les créances sur l'économie des pays de l'UEMOA (Graphiques N°1 et 2, ci-dessous). En outre, les graphiques N°3 et 4 qui suivent décrivent respectivement la dynamique de la croissance économique et de l'inflation relativement à celle des services financiers via la téléphonie mobile dans les Etats membres de l'Union.



Source : auteur

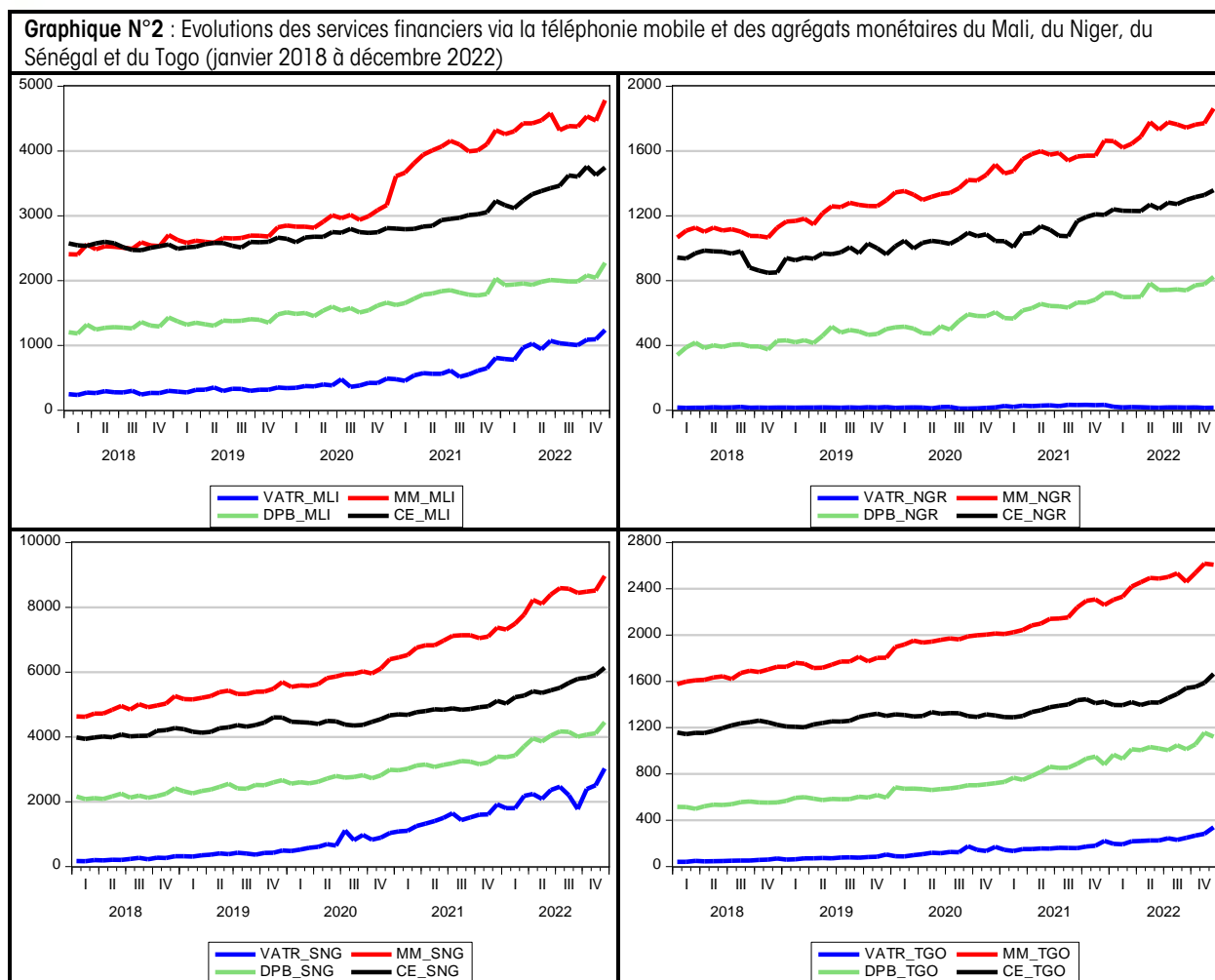
Notes : VATR_BEN, MM_BEN, DPB_BEN et CE_BEN désignent les services financiers via la téléphonie mobile (VATR), la masse monétaire (MM), les dépôts bancaires (DPB) et les créances sur l'économie au Bénin (BEN).

VATR_BFA, MM_BFA, DPB_BFA et CE_BFA désignent les services financiers via la téléphonie mobile (VATR), la masse monétaire (MM), les dépôts bancaires (DPB) et les créances sur l'économie au Burkina (BFA).

VATR_CIV, MM_CIV, DPB_CIV et CE_CIV désignent les services financiers via la téléphonie mobile (VATR), la masse monétaire (MM), les dépôts bancaires (DPB) et les créances sur l'économie en Côte d'Ivoire (CIV).

VATR_GBU, MM_GBU, DPB_GBU et CE_GBU désignent les services financiers via la téléphonie mobile (VATR), la masse monétaire (MM), les dépôts bancaires (DPB) et les créances sur l'économie en Guinée-Bissau (GBU).

Il ressort des analyses du Graphique 1 sur le Bénin, le Burkina, la Côte d'Ivoire et la Guinée-Bissau que les services financiers via la téléphonie mobile ont connu une tendance haussière sur la période allant de janvier 2018 à décembre 2022 dans chacun de ces pays. Cette tendance haussière se rapproche pratiquement de celle affichée par les agrégats monétaires, en l'occurrence la masse monétaire, les dépôts bancaires et les créances sur l'économie. L'examen du graphique n°2 relatif au Mali, au Niger, au Sénégal et au Togo, laisse transparaître une tendance haussière généralisée pour l'ensemble des pays de l'Union, à l'exception du Niger qui a enregistré des retournements en 2020 et 2022. Ces deux années sur les cinq couvertes par l'analyse ont été marquées par des baisses remarquables des services financiers via la téléphonie mobile au Niger alors que la masse monétaire, les dépôts bancaires et les créances sur l'économie maintenaient une progression à la hausse, sans une rupture flagrante, en dépit des bouleversements économiques et sociaux dus à la crise liée à la pandémie de la COVID-19. Ce maintien de la trajectoire haussière des agrégats monétaires est la résultante des mesures spéciales prises par la banque centrale pour soutenir le système financier de l'Union.



Source : auteur

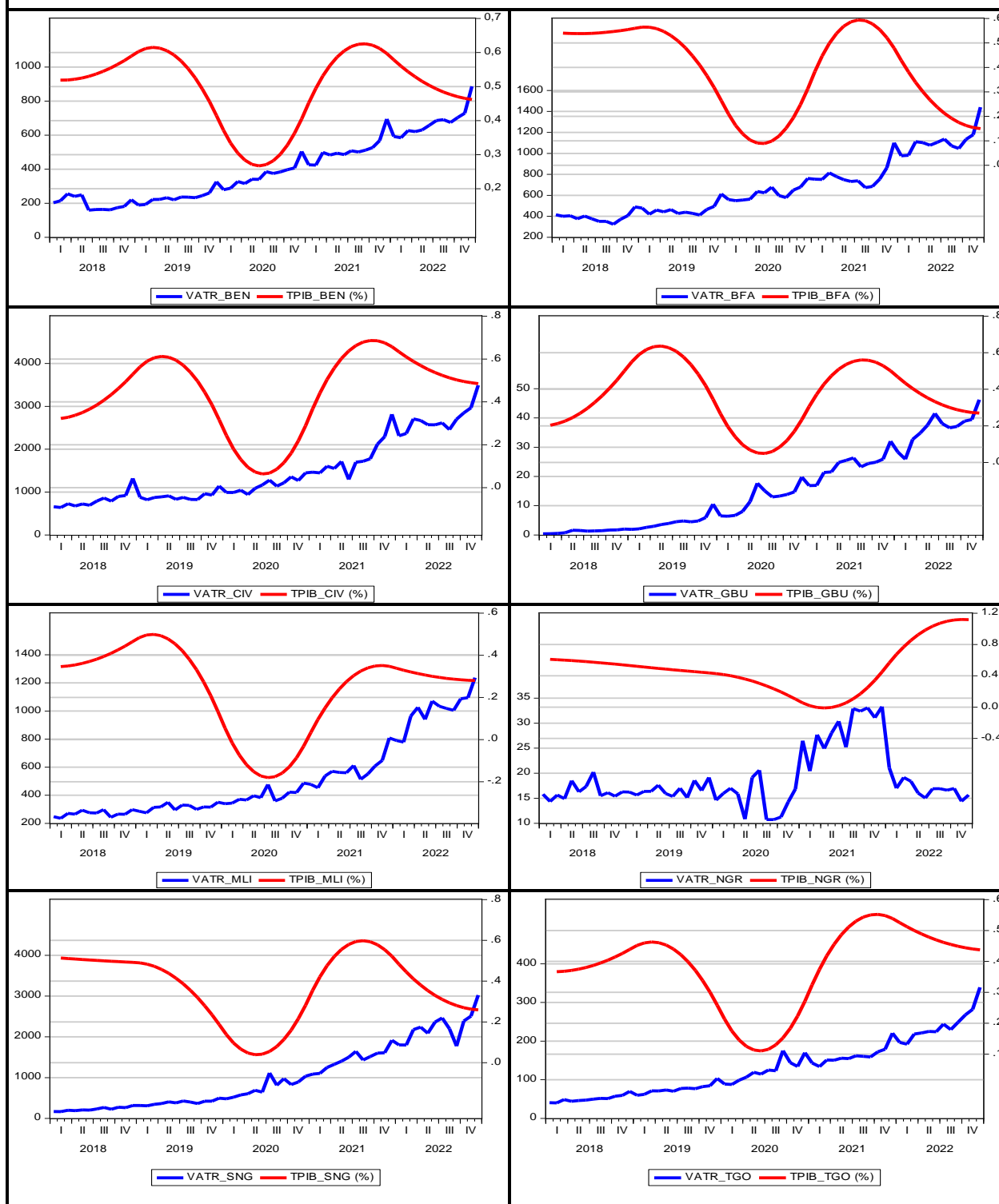
Notes : *VATR_MLI, MM_MLI, DPB_MLI et CE_MLI désignent les services financiers via la téléphonie mobile (VATR), la masse monétaire (MM), les dépôts bancaires (DPB) et les créances sur l'économie au Mali (MLI).*

VATR_NGR, MM_NGR, DPB_NGR et CE_NGR désignent les services financiers via la téléphonie mobile (VATR), la masse monétaire (MM), les dépôts bancaires (DPB) et les créances sur l'économie au Niger (NGR).

VATR_SNG, MM_SNG, DPB_SNG et CE_SNG désignent les services financiers via la téléphonie mobile (VATR), la masse monétaire (MM), les dépôts bancaires (DPB) et les créances sur l'économie au Sénégal (SNG).

VATR_TGO, MM_TGO, DPB_TGO et CE_TGO désignent les services financiers via la téléphonie mobile (VATR), la masse monétaire (MM), les dépôts bancaires (DPB) et les créances sur l'économie au Togo (TGO).

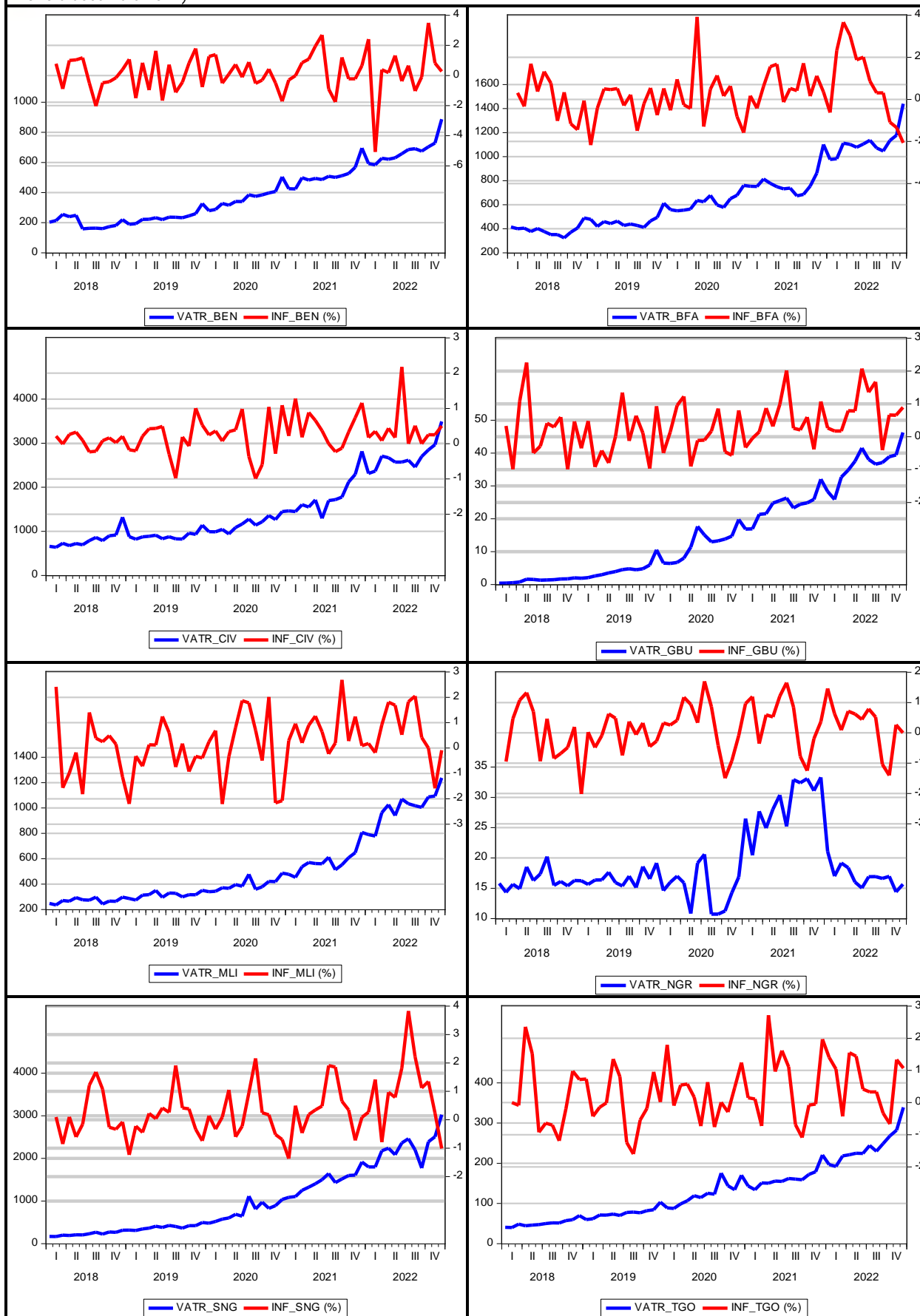
Contrairement à la trajectoire maintenue des agrégats monétaires, l'activité économique s'est significativement ressentie des perturbations engendrées par la pandémie de la COVID-19 dans tous les pays de l'UEMOA. Comme le reflète le graphique N°3, ci-dessous, la croissance économique dans tous les pays de l'Union présente une allure semblable à une courbe en cloche, avec un pic traduisant la plus forte baisse enregistrée en 2020. Si cette crise a affecté défavorablement la croissance économique, elle a été perçue par ailleurs comme une situation ayant induit l'accélération de la digitalisation des activités dans plusieurs secteurs, notamment les services financiers via la téléphonie mobile. Les évolutions des services financiers via la téléphonie mobile et de la croissance économique dans les pays de l'UEMOA ne semblent pas présager l'existence d'une relation significativement positive entre ces deux variables sur la période allant de janvier 2018 à décembre 2022.

Graphique N°3 : Evolutions des services financiers via la téléphonie mobile et de la croissance économique dans les pays de l'UEMOA (janvier 2018 à décembre 2022)

Source : auteur

Notes : TPIB_BEN (%) désigne le taux de croissance économique du Bénin (BEN) en pourcentage. La lecture se fait de manière analogue pour les autres pays de l'UEMOA.

Le graphique N°4, ci-après, n'affiche pas une dynamique d'ensemble entre l'inflation et le mobile money. Une évolution en dents de scie de l'inflation est observée dans tous les Etats membres de l'Union contrastant relativement avec la tendance haussière des services financiers via la téléphonie mobile. Le taux d'inflation a dépassé la borne supérieure de 3% de la fourchette cible ces dernières années, comme c'est le cas sur le graphique pour certains pays. Cette hausse enregistrée serait en lien notamment avec les difficultés engendrées par la crise de la pandémie de la COVID-19 et le conflit entre la Russie et l'Ukraine qui ont affecté négativement les chaînes d'approvisionnement.

Graphique N°4 : Evolutions des services financiers via la téléphonie mobile et de l'inflation dans les pays de l'UEMOA (janvier 2018 à décembre 2022)

Source : auteur

Notes : INF_BEN (%) désigne le taux d'inflation du Bénin (BEN) en pourcentage. La lecture se fait de manière analogue pour les autres pays de l'UEMOA.

L'examen des différents graphiques semble présager d'une liaison entre les services financiers via la téléphonie mobile et les agrégats monétaires sur la période allant de janvier 2018 à décembre 2022. Une relation significative ne transparaît pas entre les services financiers via la téléphonie mobile et la croissance économique ainsi que l'inflation respectivement. Une investigation économétrique édifierait davantage.

II. METHODOLOGIE

La démarche méthodologique retenue pour examiner la relation entre le mobile money, les agrégats monétaires, l'activité économique et l'inflation dans les pays de l'UEMOA repose sur la régression d'un modèle Vectoriel AutoRégessif Structurel (SVAR). Ce modèle considère la plupart des variables, notamment les agrégats monétaires, l'activité économique et l'inflation comme étant endogènes, contrairement au modèle ARDL qui lie une variable endogène à plusieurs variables explicatives, à l'instar de la spécification d'un modèle linéaire général. Le non recours à un modèle DSGE se justifie par son caractère plus complexe car cette approche nécessiterait de prendre en compte les acteurs de l'écosystème des services financiers via la téléphonie mobile et leurs interactions dans la structure du modèle DSGE. Pour rappel, le modèle DSGE utilisé par Adam et Walker (2015) s'est focalisé spécifiquement sur le transfert de fonds des ménages du milieu urbain à destination des ménages du milieu rural à l'aide du mobile money et ne situe pas sur l'effet sur certains agrégats monétaires, notamment la masse monétaire.

3.1. Choix des variables et spécification du modèle SVAR

Les variables retenues dans le modèle sont, la masse monétaire rapportée au PIB nominal (TMM), deux principales composantes de la masse monétaire, à savoir les dépôts bancaires rapportés au PIB nominal (TDPB) et les créances sur l'économie rapportées au PIB nominal (TCE). En outre, l'activité économique est mesurée par le taux de croissance du PIB réel (TPIB) et le taux d'inflation (INF) capte l'évolution du niveau général des prix. Par ailleurs, le mobile money est approximé par la valeur des transactions, c'est-à-dire, la valeur des services financiers via la téléphonie mobile rapportée au PIB nominal (TVATR), à l'instar des travaux de Wiafe et al. (2022) et Mawejje et Lakuma (2019) qui ont approché le mobile money par la valeur des transactions.

S'agissant du modèle SVAR, deux spécifications sont retenues pour les analyses au niveau de chaque pays de l'Union. La première spécification intègre la masse monétaire sans ses composantes et la seconde remplace la masse monétaire par ses composantes, en l'occurrence les dépôts bancaires et les créances sur l'économie (une contrepartie). L'intention est de mettre en exergue le mécanisme liant le mobile money à la masse monétaire. Comme susmentionné, le mobile money pourrait induire un accroissement de la masse monétaire, en contribuant à renforcer les ressources des banques et en permettant la création de crédit.

De manière générale, la spécification du modèle SVAR (P) se présente comme suit :

$$AY_t = B_0 + \sum_{i=1}^P B_i Y_{t-i} + \mu_t \quad (E1)$$

A représente la matrice des coefficients structurels, captant les effets instantanés.

Y_t est la matrice comportant l'ensemble des variables (endogènes) du modèle à la date t .

B_0 est la matrice des termes constants.

B_i est la matrice des coefficients associée à la matrice des variables du modèle retardées d'ordre i , c'est-à-dire la matrice Y_{t-i} .

μ_t est la matrice des chocs ou innovations à la date t .

Sous la forme réduite, la spécification s'écrit :

$$Y_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^P A^{-1}B_i Y_{t-i} + A^{-1}\mu_t \quad (E2)$$

$$Y_t = \pi + \sum_{i=1}^P \Phi_i Y_{t-i} + e_t \quad (E3)$$

Avec $\pi = A^{-1}B_0$ $\Phi_i = A^{-1}B_i$ $e_t = A^{-1}\mu_t$

Dans le cadre de cette étude, la spécification du modèle SVAR (P) avec la masse monétaire se décline sous la forme suivante :

$$\begin{pmatrix} 1 & a_1^{TMM} & a_1^{TPIB} & a_1^{INF} \\ a_2^{TVATR} & 1 & a_2^{TPIB} & a_2^{INF} \\ a_3^{TVATR} & a_3^{TMM} & 1 & a_3^{INF} \\ a_4^{TVATR} & a_4^{TMM} & a_4^{TPIB} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} TVATR_t \\ TMM_t \\ TPIB_t \\ INF_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_0^{TVATR} \\ b_0^{TMM} \\ b_0^{TPIB} \\ b_0^{INF} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11}^{TVATR} & a_{11}^{TMM} & a_{11}^{TPIB} & a_{11}^{INF} \\ a_{21}^{TVATR} & a_{21}^{TMM} & a_{21}^{TPIB} & a_{21}^{INF} \\ a_{31}^{TVATR} & a_{31}^{TMM} & a_{31}^{TPIB} & a_{31}^{INF} \\ a_{41}^{TVATR} & a_{41}^{TMM} & a_{41}^{TPIB} & a_{41}^{INF} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} TVATR_{t-1} \\ TMM_{t-1} \\ TPIB_{t-1} \\ INF_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{1i}^{TVATR} & a_{1i}^{TMM} & a_{1i}^{TPIB} & a_{1i}^{INF} \\ a_{2i}^{TVATR} & a_{2i}^{TMM} & a_{2i}^{TPIB} & a_{2i}^{INF} \\ a_{3i}^{TVATR} & a_{3i}^{TMM} & a_{3i}^{TPIB} & a_{3i}^{INF} \\ a_{4i}^{TVATR} & a_{4i}^{TMM} & a_{4i}^{TPIB} & a_{4i}^{INF} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} TVATR_{t-i} \\ TMM_{t-i} \\ TPIB_{t-i} \\ INF_{t-i} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mu_t^{TVATR} \\ \mu_t^{TMM} \\ \mu_t^{TPIB} \\ \mu_t^{INF} \end{pmatrix} \quad (E4)$$

Contrairement au modèle VAR standard, la matrice $A = \begin{pmatrix} 1 & a_1^{TMM} & a_1^{TPIB} & a_1^{INF} \\ a_2^{TVATR} & 1 & a_2^{TPIB} & a_2^{INF} \\ a_3^{TVATR} & a_3^{TMM} & 1 & a_3^{INF} \\ a_4^{TVATR} & a_4^{TMM} & a_4^{TPIB} & 1 \end{pmatrix}$ des coefficients structurels du

modèle SVAR permet de capter les effets instantanés ou simultanés entre les variables tout en imposant des restrictions sur certains paramètres nécessaires à l'estimation de la forme réduite du modèle. Dans le VAR standard sans effets instantanés, la matrice A serait une matrice identité avec les paramètres prenant la valeur 1 sur la diagonale principale et 0 partout ailleurs,

$$\text{soit } A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

Concernant la résolution de la forme réduite du SVAR (P), le nombre de restrictions minimales nécessaires est obtenu à partir du calcul suivant : $n = \frac{k(k-1)}{2}$, avec k le nombre de variables du modèle. En appliquant cette formule pour le cas du modèle avec la masse monétaire (modèle avec 4 variables), le nombre de restrictions correspond à : $n = \frac{4(4-1)}{2} = 6$. De manière générale dans la littérature sur l'implémentation des modèles SVAR, les restrictions imposées sont fondées sur la théorie économique ou sur les résultats des tests de causalité de Granger.

Dans le cadre de cette étude, les restrictions sont imposées en référence aux analyses théoriques. Ainsi, à l'instar de Mawejje et Lakuma (2019), le mobile money est affecté seulement par ses propres innovations ($a_1^{TMM} = 0$; $a_1^{TPIB} = 0$; $a_1^{INF} = 0$) et la masse monétaire est influencée par le mobile money et ses propres innovations ($a_2^{TPIB} = 0$; $a_2^{INF} = 0$). En outre, le taux de croissance du PIB réel est influencé par le mobile money, la masse monétaire et ses propres innovations ($a_3^{INF} = 0$). Quant à l'inflation, elle est affectée par toutes les variables du modèle.

$$\text{Sur la base de ces restrictions, la matrice } A \text{ devient } A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_2^{TVATR} & 1 & 0 & 0 \\ a_3^{TVATR} & a_3^{TMM} & 1 & 0 \\ a_4^{TVATR} & a_4^{TMM} & a_4^{TPIB} & 1 \end{pmatrix}$$

De manière analogue, le nombre de restrictions dans la spécification SVAR (P) avec les dépôts bancaires et les créances sur l'économie (modèle avec 5 variables) serait $n = \frac{5(5-1)}{2} = 10$ et ces restrictions se déclinent comme suit : le mobile money est affecté seulement par ses propres innovations. Les dépôts bancaires sont influencés par le mobile money et leurs propres innovations. Les créances sur l'économie sont expliquées par le mobile money, les dépôts bancaires et leurs propres innovations. En outre, le taux de croissance du PIB réel est influencé par le mobile money, les dépôts bancaires, les créances sur l'économie et ses propres innovations. L'inflation demeure affectée par toutes les variables du modèle.

3.2. Données de l'étude : sources et stationnarité

Les données utilisées sur chacun des huit pays de l'UEMOA sont de fréquence mensuelle et couvrent la période allant de janvier 2018 à décembre 2022, en raison du fait que les statistiques sur le mobile money ne sont disponibles que sur cette période.

Ces données proviennent des bases de la BCEAO. Les séries sur les PIB nominal et réel étant disponibles annuellement alors, elles ont été mensualisées sous EViews à partir de la méthode de la spline cubique⁴ pour couvrir la période de l'étude.

En outre, les tests de stationnarité de Dickey Fuller Augmenté (ADF) et de Phillips-Perron (PP) ont été effectués sur chaque série. Une série est considérée stationnaire lorsque les deux tests sont à la fois valides. Il ressort des résultats de ces tests présentés dans le tableau N°1, ci-après, que la variable mesurant le mobile money (TVATR) est stationnaire en différence première pour tous les pays à l'exception du Togo où elle est stationnaire en niveau. La masse monétaire rapportée au PIB nominal (TMM) et les créances sur l'économie rapportées au PIB nominal (TCE) sont stationnaires en niveau pour le Burkina et le Togo ainsi que pour le Bénin et la Côte d'Ivoire respectivement et le sont en différence première pour les autres pays. Les dépôts bancaires rapportés au PIB nominal (TDPB) sont stationnaires en niveau pour le Burkina, le Mali, le Niger et le Sénégal et en différence première pour les autres pays. Le taux de croissance du PIB réel (TPIB) est stationnaire en différence première pour tous les pays à l'exception du Niger où il est stationnaire en différence seconde. Le taux d'inflation (INF) demeure stationnaire en niveau pour l'ensemble des pays (Voir les détails des résultats pour chaque pays aux annexes). De ce fait, les variables sont introduites en différence première ou en niveau suivant les cas. Il conviendrait de souligner que pour faciliter l'interprétation des résultats, des régressions valides avec les différences premières des variables stationnaires en niveau ont été prises en compte, car une variable qui est stationnaire en niveau l'est également en différence première. Par ailleurs, le taux de croissance du Niger qui est stationnaire en différence seconde n'est pas inséré dans la spécification du pays.

Tableau N°1 : Résultats des tests de stationnarité

Pays	TVATR	TMM	TDPB	TCE	TPIB	INF
Bénin	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)
Burkina	I(1)	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(0)
Côte d'Ivoire	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)
Guinée-Bissau	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)
Mali	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(0)
Niger	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	I(2)	I(0)
Sénégal	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(0)
Togo	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)

Source : auteur à partir des résultats sous EViews

Note : I(0), I(1) et I(2) signifient que la variable est intégrée d'ordre 0, 1 et 2 respectivement.

⁴ Voir une description de la méthode à l'annexe 9.

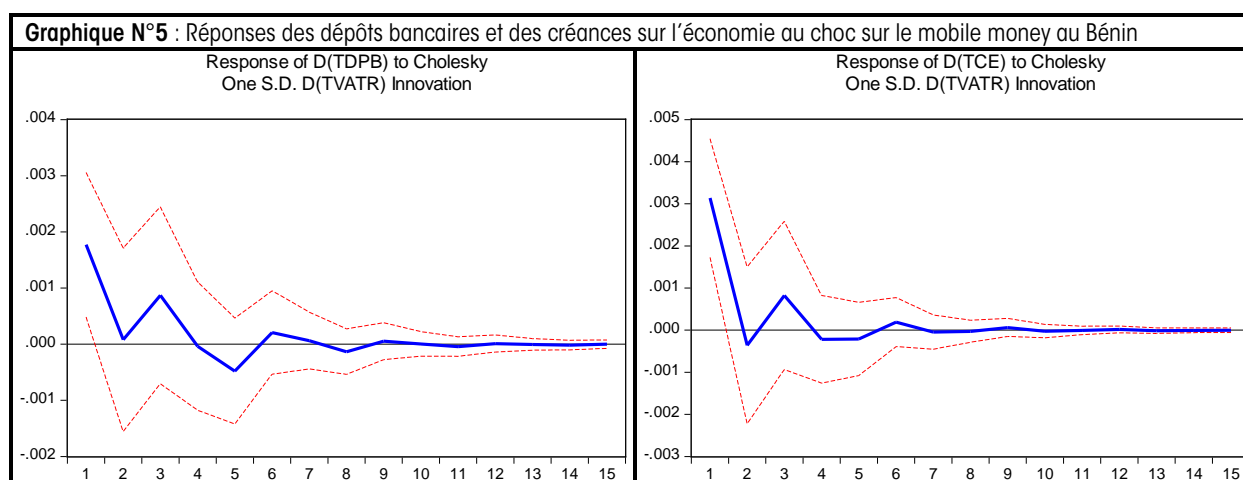
III. RESULTATS

Les résultats portent sur la détermination du nombre de retards optimal, la vérification de la stabilité des modèles estimés et les réponses impulsionnelles des variables à la suite d'un choc positif sur le mobile money dans chacun des pays de l'UEMOA. Ils sont présentés plus en détail en annexes.

Le nombre de retards optimal ou le nombre de retards qui minimise les critères d'information, notamment les critères de Akaike et de Schwarz est $P = 2$ dans les spécifications. En outre, le test de stabilité confirme que les différentes spécifications du SVAR estimées sont stables car aucune racine ne sort du cercle unitaire.

Il ressort des résultats des réponses impulsionnelles que les services financiers via la téléphonie mobile influent positivement sur les agrégats monétaires au Bénin, au Burkina, en Côte d'Ivoire, en Guinée-Bissau, au Mali et au Sénégal. En outre, le mobile money affecte l'inflation uniquement en Côte d'Ivoire. Aucun impact significatif n'est observé sur la croissance économique dans tous les pays de l'Union. Par ailleurs, les réponses des agrégats monétaires, de l'activité économique ainsi que de l'inflation au choc sur le mobile money ne paraissent pas significatives au Niger et au Togo. Ces résultats sur le Niger et le Togo pourraient s'expliquer par le fait que ces pays affichent des taux d'évolution relativement bas de la valeur de leurs transactions sur la période 2019-2021. Au Niger par exemple, il est constaté une faible utilisation du porte-monnaie électronique par les populations. Le taux d'activité⁵ est de 6% au Niger contre en moyenne plus de 40% dans les autres pays de l'Union. En outre, tous les pays de l'UEMOA, à l'exception du Niger, ont un taux élevé de diffusion de la monnaie électronique (BCEAO, 2022).

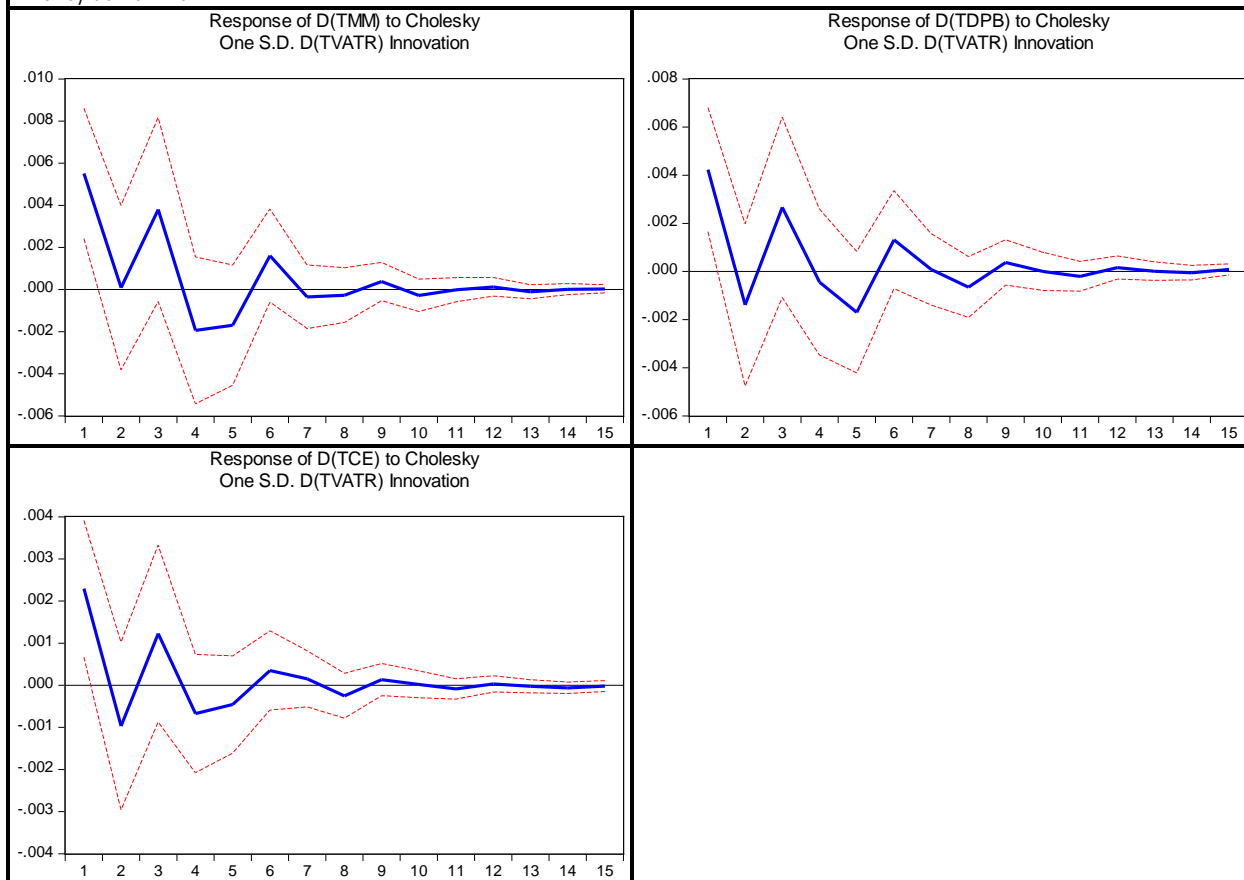
Au Bénin, un choc positif d'un point de pourcentage de l'écart type du ratio des services financiers via la téléphonie mobile au PIB nominal induit une hausse des dépôts bancaires et des créances sur l'économie rapportés au PIB nominal de 0,18 et 0,3 point de pourcentage respectivement (voir graphique n°5 ci-dessous). La réponse n'apparaît pas significative pour la masse monétaire.



Source : auteur à partir des résultats sous EViews

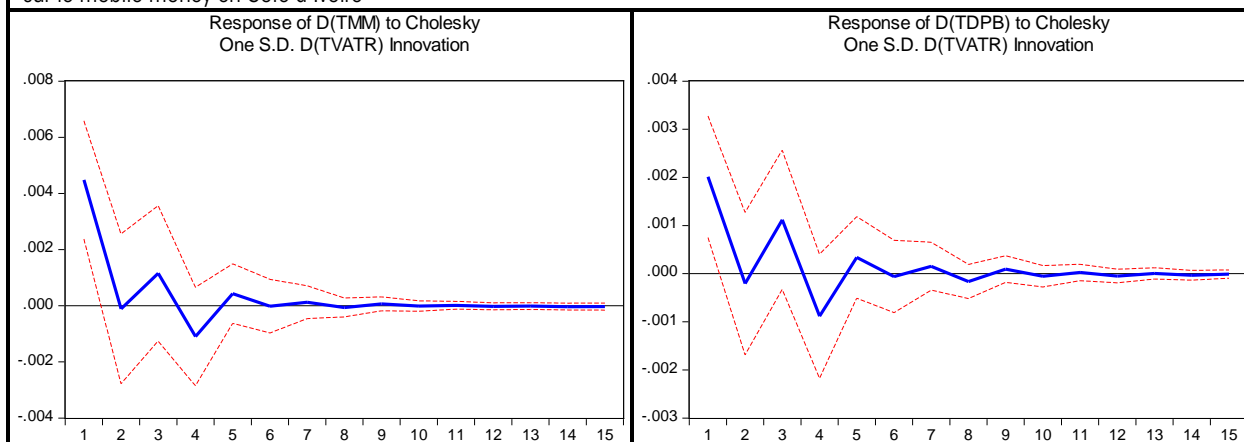
Ce choc positif induit une hausse de la masse monétaire, des dépôts bancaires ainsi que des créances sur l'économie rapportées au PIB nominal de 0,55, 0,42 et 0,23 point de pourcentage respectivement au Burkina (voir graphique N°6 ci-dessous).

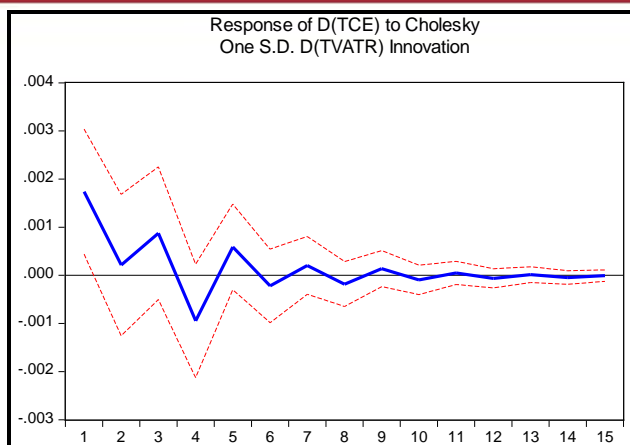
⁵ Le taux d'activité est le rapport entre le nombre de points de services actifs et le nombre total de points de services sur une période donnée (BCEAO, 2022).

Graphique N°6 : Réponses de la masse monétaire, des dépôts bancaires et des créances sur l'économie au choc sur le mobile money au Burkina

Source : auteur à partir des résultats sous EViews

En Côte d'Ivoire, un choc positif d'un point de pourcentage de l'écart type du ratio des services financiers via la téléphonie mobile au PIB nominal se traduit par une augmentation de la masse monétaire rapportée au PIB nominal de 0,45 point de pourcentage et un accroissement des dépôts bancaires et des créances sur l'économie rapportés au PIB nominal de 0,20 et 0,17 point de pourcentage respectivement (voir graphique N°7 ci-dessous).

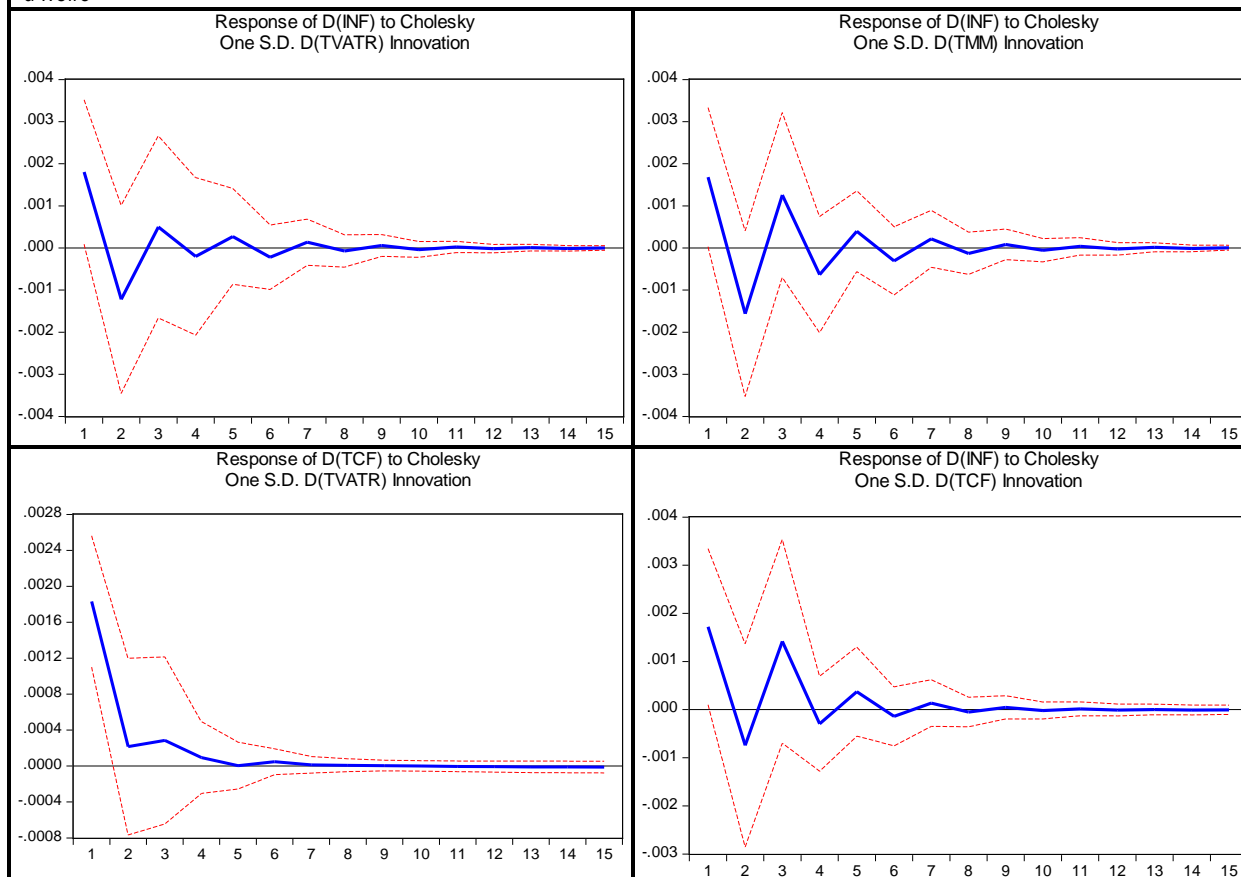
Graphique N°7 : Réponses de la masse monétaire, des dépôts bancaires et des créances sur l'économie et de l'inflation au choc sur le mobile money en Côte d'Ivoire



Source : auteur à partir des résultats sous EViews

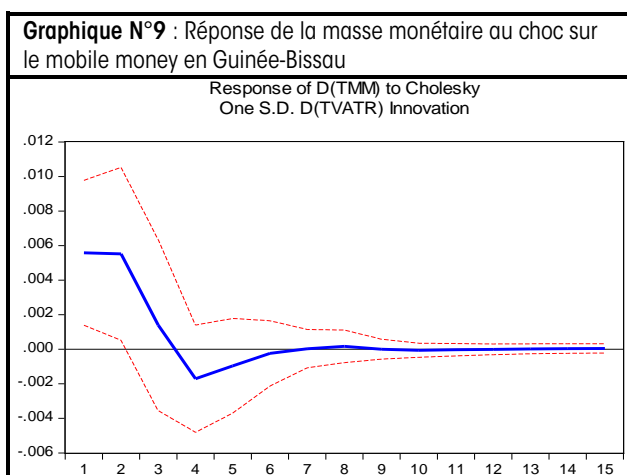
La Côte d'Ivoire demeure le seul pays de l'Union où une répercussion du mobile money sur l'inflation est observée, avec une hausse de l'inflation de 0,18 point de pourcentage. Cette hausse de l'inflation pourrait s'expliquer par le fait que le mobile money ayant facilité la disponibilité de ressources a également permis la circulation de la monnaie qui a induit une pression sur la demande de biens et services, surtout dans le contexte de ralentissement de la production en lien avec les différentes crises. Cette pression sur la demande s'est davantage ressentie en Côte d'Ivoire et s'est répercutée sur les prix. Comme l'indique le graphique N°8 ci-dessous, le mobile money a induit une augmentation de la circulation fiduciaire (TCF), en plus de l'accroissement susmentionné des dépôts et des crédits et donc de la masse monétaire. La hausse de la masse monétaire semble avoir généré de l'inflation à travers l'augmentation de la circulation fiduciaire. Un choc positif d'un point de pourcentage de l'écart type du ratio des services financiers via la téléphonie mobile au PIB nominal induit une augmentation de la circulation fiduciaire rapportée au PIB nominal de 0,18 point de pourcentage. En outre, un choc positif d'un point de pourcentage de l'écart type de la circulation fiduciaire rapportée au PIB nominal se traduit par une hausse de l'inflation de 0,17 point de pourcentage.

Graphique N°8 : Réponses de l'inflation aux chocs sur le mobile money, la masse monétaire et la circulation fiduciaire en Côte d'Ivoire



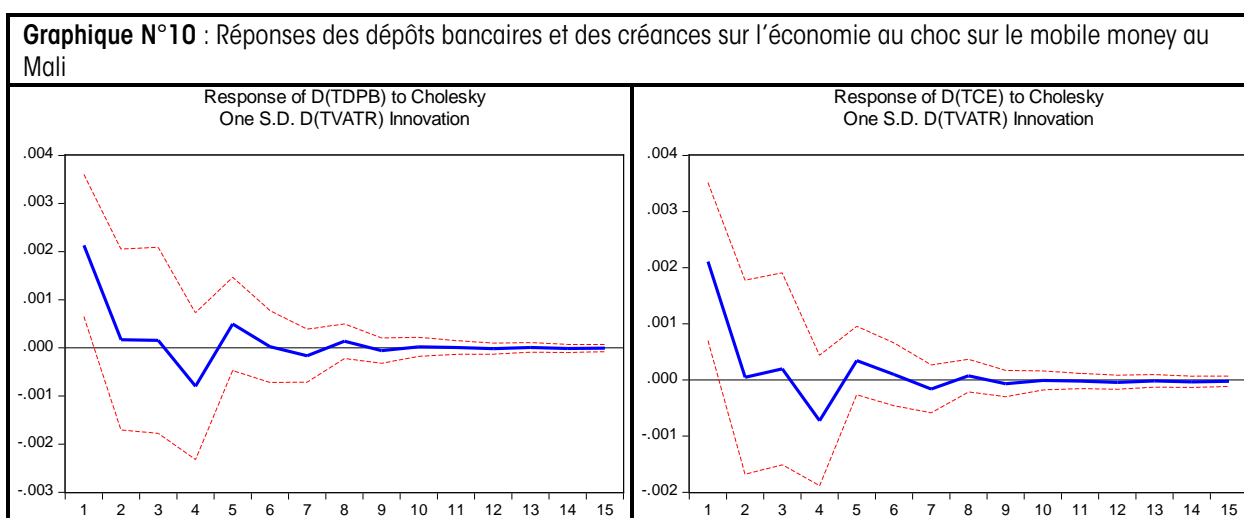
Source : auteur à partir des résultats sous EViews

La masse monétaire rapportée au PIB nominal augmente de 0,56 point de pourcentage en Guinée-Bissau (voir graphique N°9 ci-dessous).



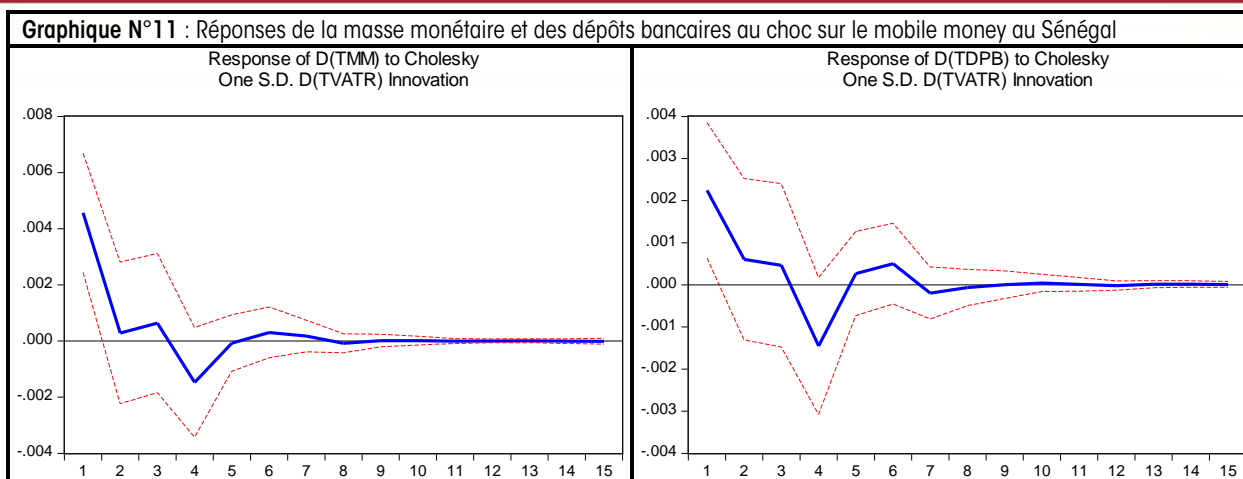
Source : auteur à partir des résultats sous EViews

Au Mali, un choc positif d'une unité sur l'écart type du ratio des services financiers via la téléphonie mobile au PIB nominal induit une hausse des dépôts bancaires et des créances sur l'économie rapportés au PIB nominal de 0,2130 et 0,2108 point de pourcentage respectivement (voir graphique n°10 ci-dessous).



Source : auteur à partir des résultats sous EViews

Au Sénégal, la masse monétaire et les dépôts bancaires rapportés au PIB nominal réagissent positivement au choc sur les services financiers via la téléphonie mobile avec des augmentations de 0,46 et 0,22 point de pourcentage respectivement (voir graphique n°11 ci-dessous).



Source : auteur à partir des résultats sous EViews

Globalement, les résultats mettent en évidence que le mobile money influe essentiellement sur l'évolution des agrégats monétaires dans l'UEMOA. Son essor induit une augmentation de la masse monétaire, des dépôts bancaires et des créances sur l'économie suivant le contexte d'un pays à un autre. Les relations non significatives entre le mobile money et l'activité économique ainsi que l'inflation pourraient être associées à la période d'analyse considérée (janvier 2018-décembre 2022). Comme l'indiquent les graphiques n°3 et 4 des faits stylisés, l'activité économique et l'inflation ont été sévèrement affectées de façon négative par la crise de la pandémie de la COVID-19 et le conflit entre la Russie et l'Ukraine.

CONCLUSION

Cette étude s'est intéressée au lien entre le mobile money et l'efficacité de la politique monétaire, en analysant l'impact du mobile money sur les agrégats monétaires, l'activité économique et l'inflation dans l'UEMOA. Pour ce faire, la démarche méthodologique a consisté en la spécification d'un modèle Vectoriel AutoRégressif Structurel (SVAR) mettant en interaction les services financiers via la téléphonie mobile, la masse monétaire, le taux de croissance économique et le taux d'inflation dans chacun des pays de l'UEMOA. En outre, une seconde spécification remplace la masse monétaire par ses composantes, en l'occurrence les dépôts bancaires et les créances sur l'économie. L'analyse des réponses impulsionnelles des variables révèle qu'à l'exception du Niger et du Togo, un choc positif sur les services financiers via la téléphonie mobile induit un accroissement de la masse monétaire, des dépôts bancaires et des créances sur l'économie. Ce choc affecte l'inflation uniquement en Côte d'Ivoire à travers notamment une augmentation de la circulation fiduciaire.

Sur la base de ce qui précède, l'étude recommande qu'une attention particulière soit accordée aux transactions via la téléphonie mobile dans les analyses des évolutions et de l'équilibre monétaires dans l'UEMOA afin de mieux informer la prise de décision en la matière.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Adam C. et Walker S.E.J. (2015).** "Mobile money and monetary policy in east African countries", University of Oxford. Oxford: United Kingdom.
- Aker J. C., R. Boumijel R., McClelland A. et Tierney N. (2016).** "Payment Mechanisms and Anti Poverty Programs : Evidence from a Mobile Money Cash Transfer Experiment in Niger" *Economic Development and Cultural Change*, 65 (1): 1–37.
- Anand R. et Prasad E. S. (2010).** "Optimal Price Indices for Targeting Inflation Under Incomplete Markets", IMF Working Paper, WP/10/200, September.
- Aron J. (2018).** "Mobile money and the economy: a review of the evidence" *The World Bank Research Observer*, Vol. 33, No. 2, pp. 135–188.
- Aron J., Muellbauer J. et Sebudde R. (2015).** "Inflation forecasting models for Uganda: is mobile money relevant?", CSAE Working Paper WPS/2015-17, Centre for the Study of African Economies : University of Oxford.
- BCEAO (2015).** "Instruction n°008-05-2015 régissant les conditions et modalités d'exercice des activités des émetteurs de monnaie électronique dans les Etats membres de l'Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA)".
- BCEAO (2018).** "Rapport annuel sur les services financiers numériques dans l'UEMOA".
- BCEAO (2022).** "Evolution des services financiers numériques dans l'UEMOA au titre de l'année 2021", Rapport annuel, Décembre.
- GSMA (2019).** "Définir et promouvoir l'excellence pour les services financiers mobiles".
- GSMA (2022).** "Le point sur le secteur : les services de mobile money dans le monde », Rapport annuel.
- Jack W. et Suri T. (2014).** "Risk Sharing and Transactions Costs: Evidence from Kenya's Mobile Money Revolution", *American Economic Review*, 104 (1): 183–223.
- Kikulwe, E. M., Fischer E. et Qaim M. (2014).** "Mobile Money, Smallholder Farmers, and Household Welfare in Kenya", *PLoS One*, 9 (10): e109804. doi:10.1371/journal.pone.0109804.
- Kipkemboi K. et Bahia K. (2019).** "The impact of mobile money on monetary and financial stability in sub-saharan Africa", GSMA, March.
- Maweje J. et Lakuma P. (2019).** "Macroeconomic effects of mobile money: Evidence from Uganda", *Financial Innovation*, 5(1), 1–20. <https://doi.org/10.1186/s40854-019-0141-5>.
- Mehrotra A. et Yetman A. (2015).** "Financial inclusion – issues for central banks", *BIS quarterly review*. Bank for International Settlements: Basel.
- Munyegera, G. K. et Matsumoto T. (2016).** "Mobile Money, Remittances, and Household Welfare: Panel Evidence from Rural Uganda", *World Development* (79): 127–37.
- Nampewo D. et Opolot J. (2016).** "Financial innovations and money velocity in Uganda", *African Development Review*, 28(4):371–382.

- Ndirangu L, Nyamongo EM (2015).** "Financial innovations and their implications for monetary policy in Kenya", *Journal of African Economies*, 24, 46-71.
- Riley E. (2018).** "Mobile Money and Risk Sharing Against Aggregate Shocks", *Journal of Development Economics*, 135: 43–58.
- Shirano K., Das B., Fan Y., Chhabra E. et Carcel-Villanova H. (2021).** "Is Mobile Money Part of Money? Understanding the Trends and Measurement", *IMF Working Paper*, WP/21/177, July.
- Simpasa A, Gurara D (2012).** "Inflation Dynamics in selected East African countries: Ethiopia, Kenya, Tanzania and Uganda", *AFDB Brief 2012*, African Development Bank.
- Weil D. Mbiti I. et Mwega F. (2012).** "The implications of innovations in the financial sector on the conduct of monetary policy in East Africa", *Working Paper 12/0460*, International Growth Centre.
- Wiafe E. A., Quaidoo C. et Sekyi S. (2022).** "Monetary policy effectiveness in the advent of mobile money activity: Empirical evidence from Ghana", *Cogent Economics & Finance*, 10:1, 2039343, DOI: 10.1080/23322039.2022.2039343.

ANNEXES

ANNEXE 1 : RESULTATS SUR LE BENIN

Résultats des tests de stationnarité

Pays	Variables	En niveau		En différence première		Décision	Stationnarité de la variable
		ADF	PP	ADF	PP		
		Probabilité	Probabilité	Probabilité	Probabilité		
Bénin	TVATR	0,0583*	0,1127		0,0000***	I(1)	Stationnaire en différence première
	TMM	0,9437	0,9437	0,0000***	0,0000***	I(1)	Stationnaire en différence première
	TDPB	0,9633	0,9691	0,0000***	0,0000***	I(1)	Stationnaire en différence première
	TCE	0,0004***	0,0003***			I(0)	Stationnaire
	TPIB	0,0873*	0,4897		0,0604*	I(1)	Stationnaire en différence première
	INF	0,0000***	0,0000***			I(0)	Stationnaire

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables : D(TVATR) D(TDPB) D(TCE) D(TPIB) D(INF)

Exogenous variables: C

Date : 10/06/23 Time : 20:44

Sample : 2018M01 2022M12

Included observations : 53

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1131.468	NA	2.38e-25	-42.50821	-42.32234	-42.43673
1	1239.120	190.9303	1.06e-26	-45.62716	-44.51190	-45.19829
2	1321.451	130.4874*	1.25e-27*	-47.79061*	-45.74597*	-47.00434*
3	1343.004	30.09280	1.52e-27	-47.66053	-44.68651	-46.51687
4	1368.760	31.10175	1.68e-27	-47.68907	-43.78566	-46.18800
5	1393.768	25.47967	2.12e-27	-47.68936	-42.85657	-45.83090

* indicates lag order selected by the criterion

LR : sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

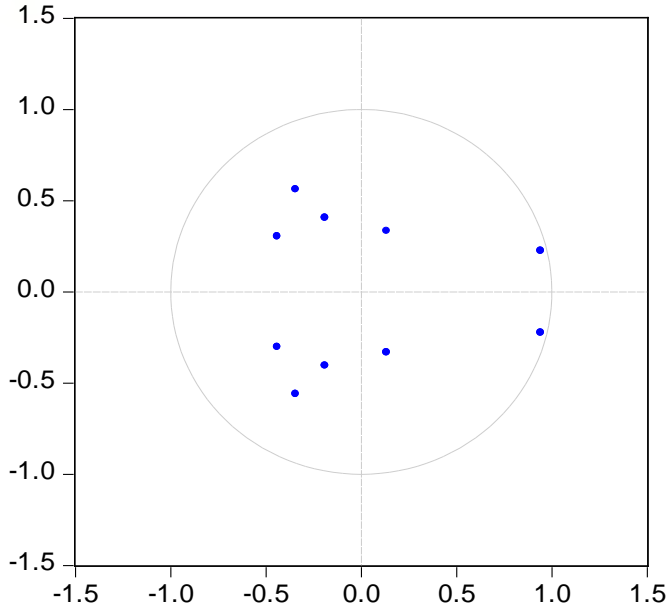
FPE : Final prediction error

AIC : Akaike information criterion

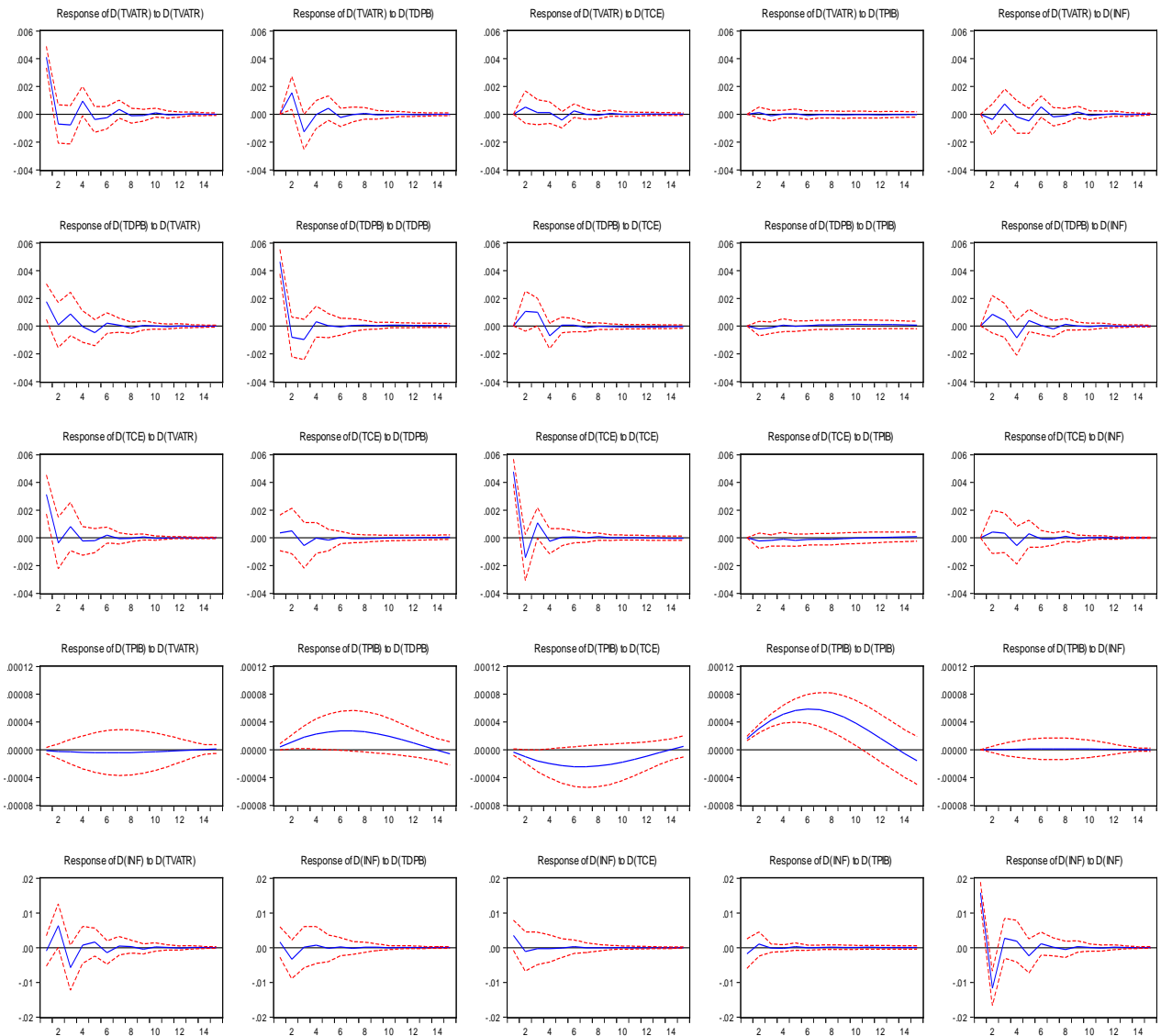
SC : Schwarz information criterion

HQ : Hannan-Quinn information criterion

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



ANNEXE 2 : RESULTATS SUR LE BURKINA

Résultats des tests de stationnarité

Pays	Variables	En niveau		En différence première		Décision	Stationnarité de la variable
		ADF	PP	ADF	PP		
		Probabilité	Probabilité	Probabilité	Probabilité		
Burkina	TVATR	0,9577	0,9802	0,0000***	0,0000***	I(1)	Stationnaire en différence première
	TMM	0,0087***	0,0164**			I(0)	Stationnaire
	TDPB	0,0601*	0,0090***			I(0)	Stationnaire
	TCE	0,7764	0,7944	0,0000***	0,0000***	I(1)	Stationnaire en différence première
	TPIB	0,1638	0,2011	0,0000***	0,0643*	I(1)	Stationnaire en différence première
	INF	0,0000***	0,0000***			I(0)	Stationnaire

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables : D(TVATR) D(TMM) D(TPIB) INF

Exogenous variables : C

Date : 10/07/23 Time: 01:03

Sample : 2018M01 2022M12

Included observations : 53

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	857.6676	NA	1.20e-19	-32.21387	-32.06517	-32.15669
1	943.4424	155.3657	8.66e-21	-34.84688	-34.10338	-34.56097
2	1024.742	134.9884*	7.45e-22*	-37.31103*	-35.97272*	-36.79638*
3	1038.790	21.20417	8.24e-22	-37.23736	-35.30424	-36.49397
4	1053.775	20.35704	9.03e-22	-37.19906	-34.67114	-36.22694
5	1068.059	17.24843	1.05e-21	-37.13430	-34.01157	-35.93345

* indicates lag order selected by the criterion

LR : sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

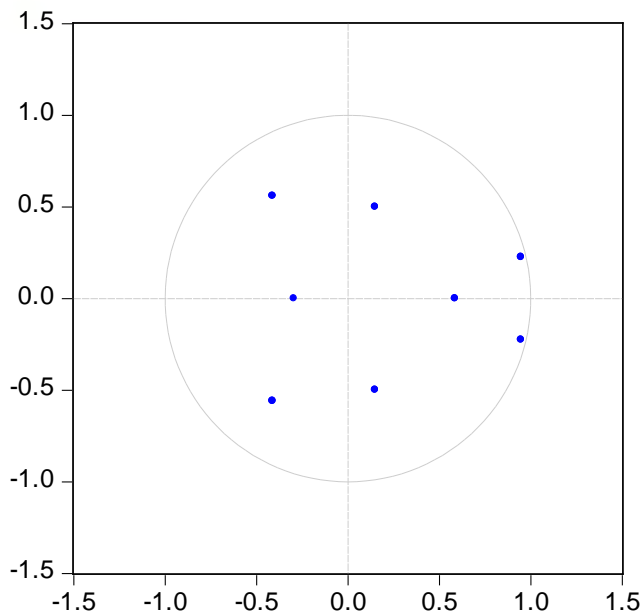
FPE : Final prediction error

AIC : Akaike information criterion

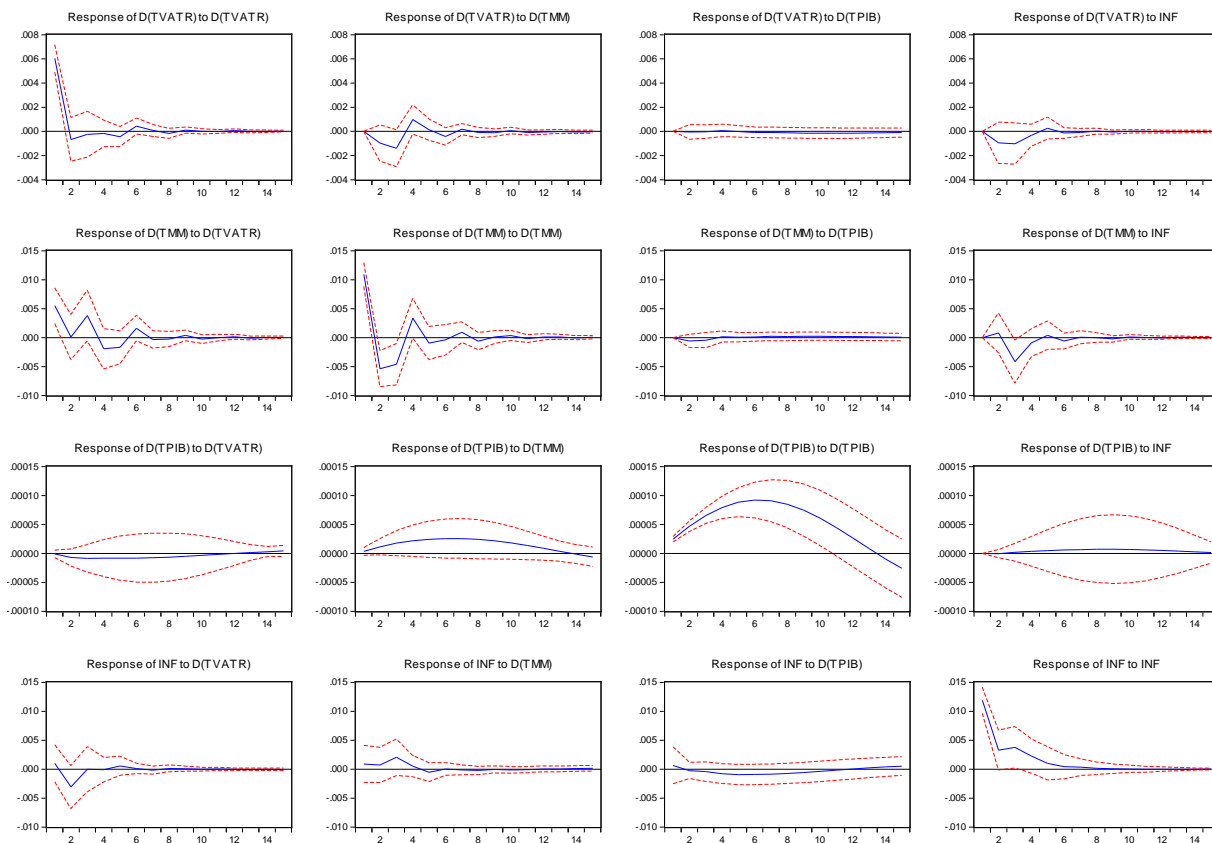
SC : Schwarz information criterion

HQ : Hannan-Quinn information criterion

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables : D(TVATR) D(TDPB) D(TCE) D(TPIB) INF

Exogenous variables : C

Date: 10/07/23 Time: 01:18

Sample : 2018M01 2022M12

Included observations : 53

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1072.458	NA	2.21e-24	-40.28142	-40.09554	-40.20994
1	1162.328	159.3931	1.92e-25	-42.72936	-41.61410	-42.30049
2	1248.833	137.1022	1.93e-26	-45.05030	-43.00566*	-44.26403*
3	1269.930	29.45668	2.39e-26	-44.90303	-41.92901	-43.75937
4	1306.639	44.32735*	1.75e-26*	-45.34487*	-41.44146	-43.84381
5	1330.092	23.89513	2.35e-26	-45.28648	-40.45369	-43.42802

* indicates lag order selected by the criterion

LR : sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

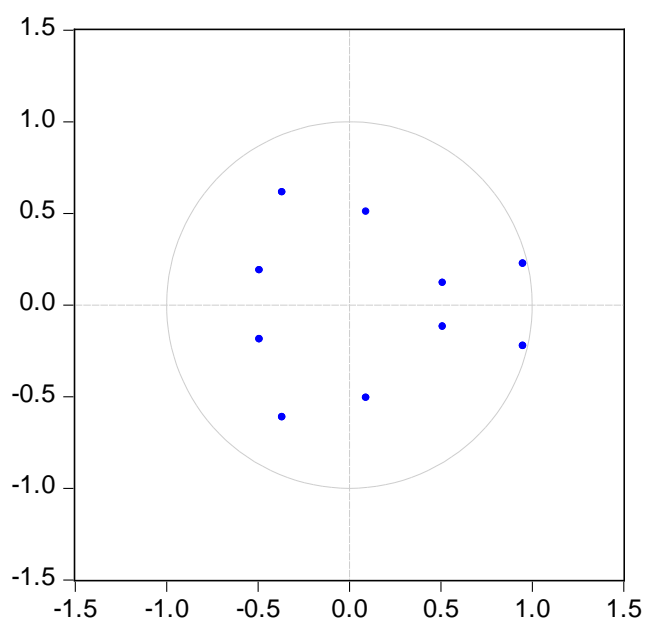
FPE : Final prediction error

AIC : Akaike information criterion

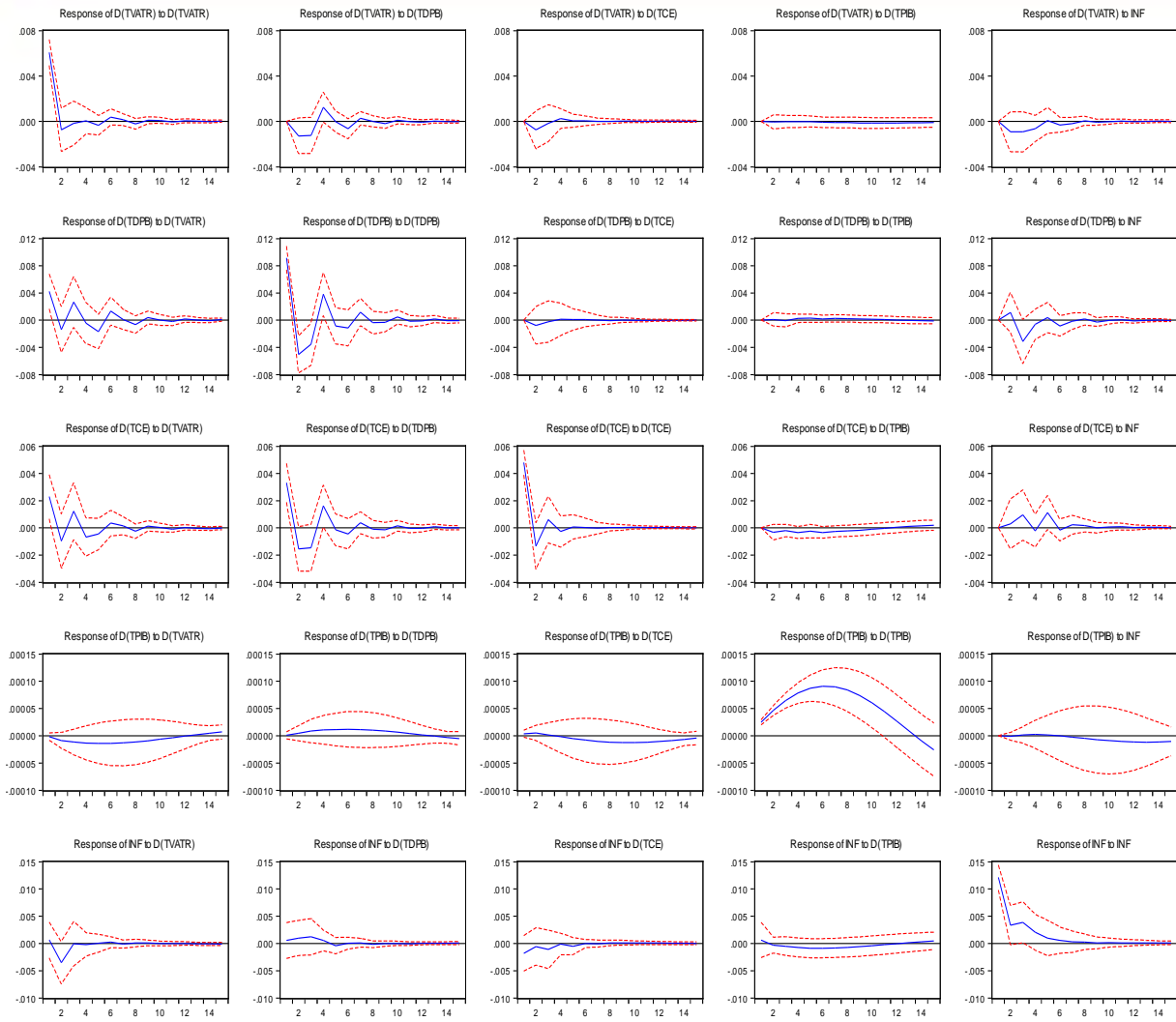
SC : Schwarz information criterion

HQ : Hannan-Quinn information criterion

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



ANNEXE 3 : RESULTATS SUR LA COTE D'IVOIRE

Résultats des tests de stationnarité

Pays	Variables	En niveau		En différence première		Décision	Stationnarité de la variable
		ADF	PP	ADF	PP		
		Probabilité	Probabilité	Probabilité	Probabilité		
Côte d'Ivoire	TVATR	0,9924	0,9989	0,0000***	0,0000***	I(1)	Stationnaire en différence première
	TMM	0,9690	0,9816	0,0000***	0,0000***	I(1)	Stationnaire en différence première
	TDPB	0,9876	0,9981	0,0000***	0,0000***	I(1)	Stationnaire en différence première
	TCE	0,0145***	0,0222**			I(0)	Stationnaire
	TPIB	0,6428	0,5115	0,0000***	0,0590*	I(1)	Stationnaire en différence première
	INF	0,0000***	0,0000***			I(0)	Stationnaire

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: D(TVATR) D(TMM) D(TPIB) D(INF)

Exogenous variables: C

Date: 10/06/23 Time: 10:35

Sample: 2018M01 2022M12

Included observations: 53

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	916.8454	NA	1.29e-20	-34.44700	-34.29830	-34.38981
1	1015.206	178.1625	5.77e-22	-37.55494	-36.81143	-37.26902
2	1083.336	113.1208*	8.16e-23*	-39.52210*	-38.18378*	-39.00745*
3	1097.080	20.74657	9.13e-23	-39.43699	-37.50387	-38.69360
4	1109.886	17.39682	1.09e-22	-39.31646	-36.78854	-38.34434
5	1127.385	21.13033	1.12e-22	-39.37301	-36.25028	-38.17216

* indicates lag order selected by the criterion

LR : sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

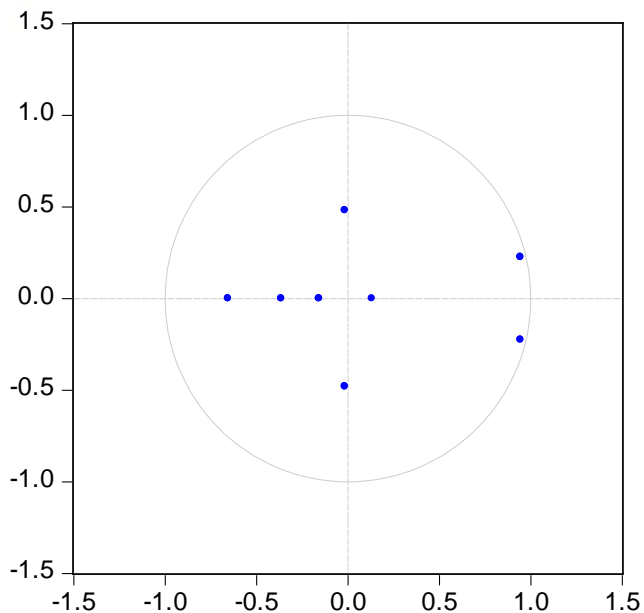
FPE : Final prediction error

AIC : Akaike information criterion

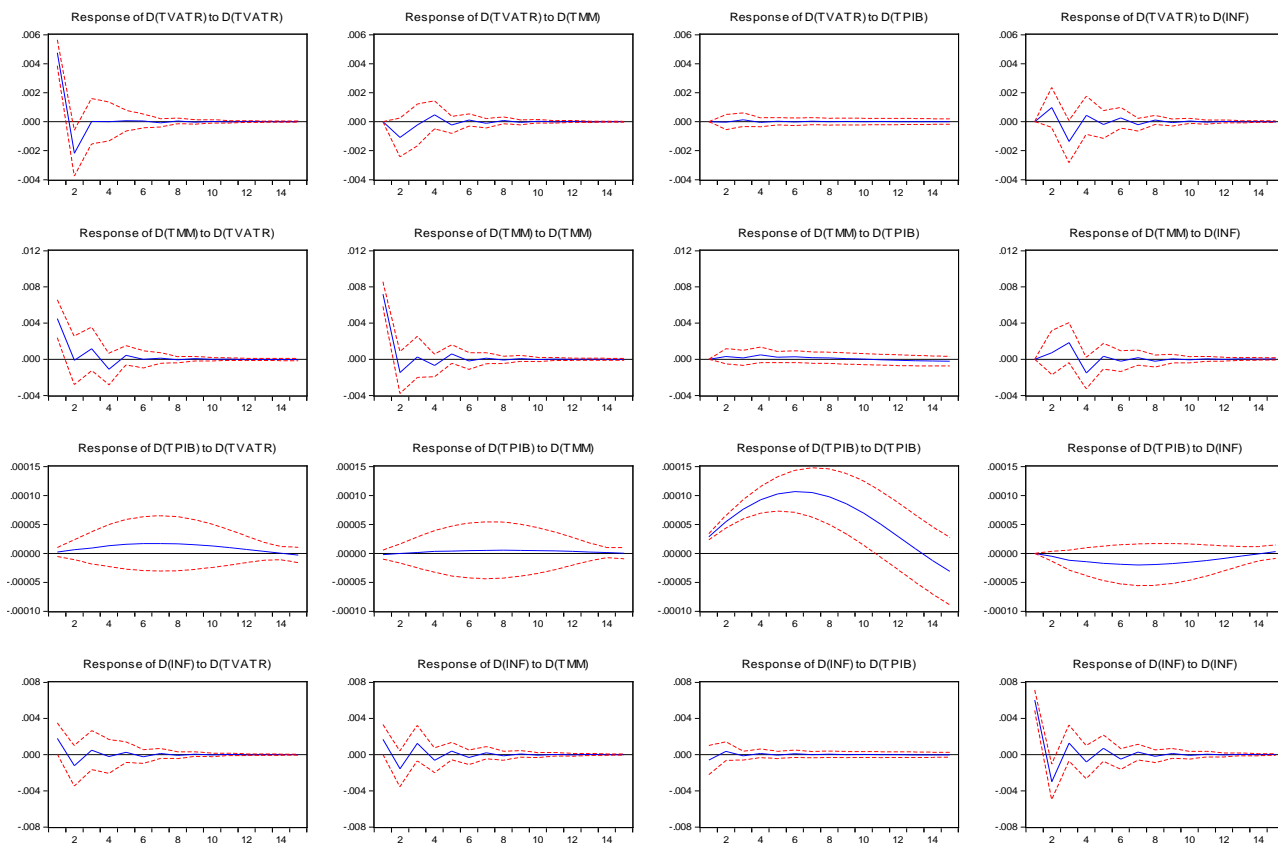
SC : Schwarz information criterion

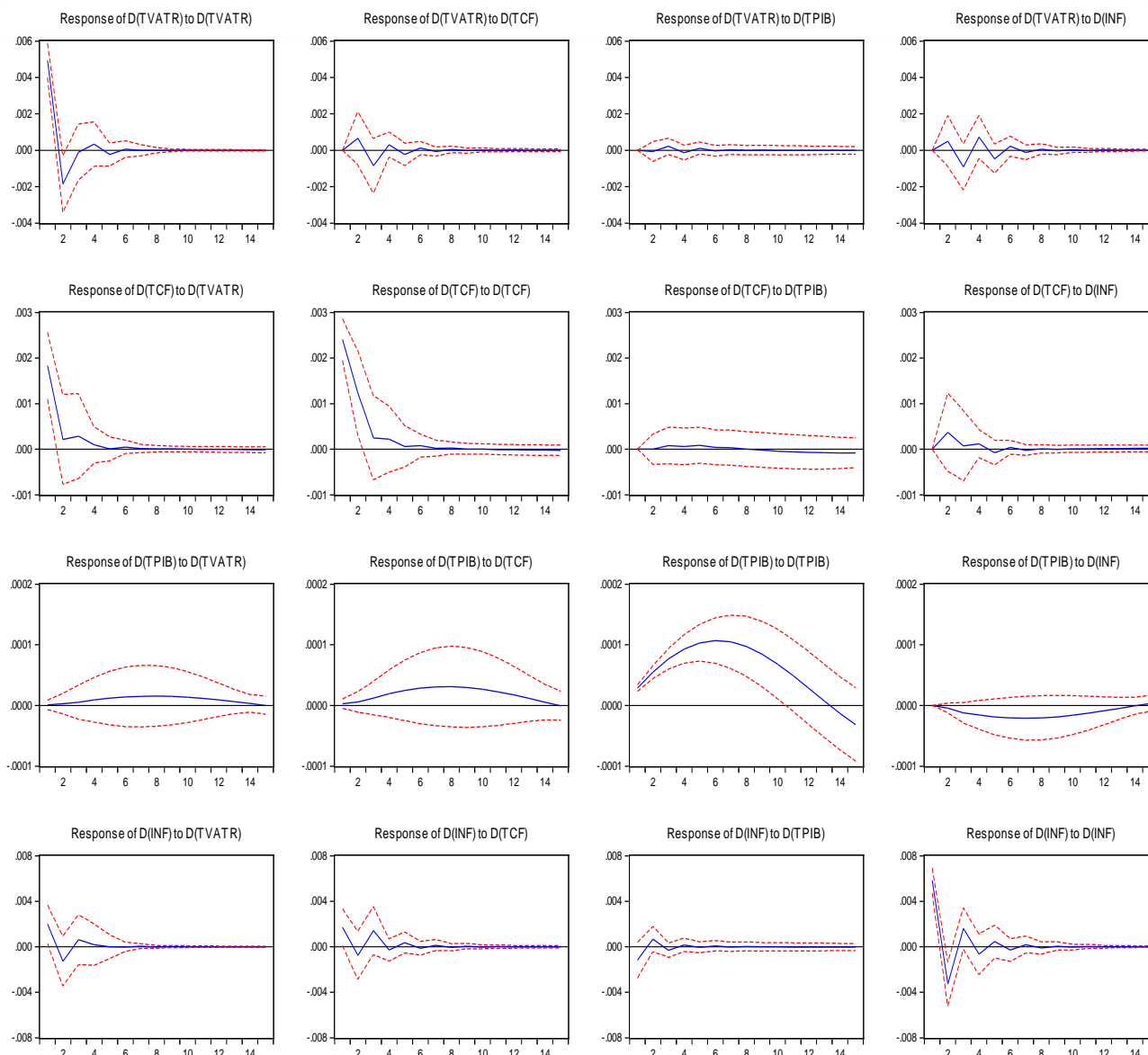
HQ : Hannan-Quinn information criterion

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: D(TVATR) D(TDPB) D(TCE) D(TPIB) D(INF)

Exogenous variables: C

Date: 10/06/23 Time: 11:20

Sample: 2018M01 2022M12

Included observations: 53

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1153.731	NA	1.03e-25	-43.34833	-43.16245	-43.27685
1	1260.100	188.6544	4.79e-27	-46.41886	-45.30360	-45.98998
2	1339.494	125.8325	6.31e-28	-48.47147	-46.42683*	-47.68520
3	1359.487	27.91539	8.15e-28	-48.28254	-45.30852	-47.13888
4	1398.737	47.39561	5.43e-28	-48.82026	-44.91685	-47.31920
5	1458.372	60.76055*	1.86e-28*	-50.12726*	-45.29446	-48.26880*

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

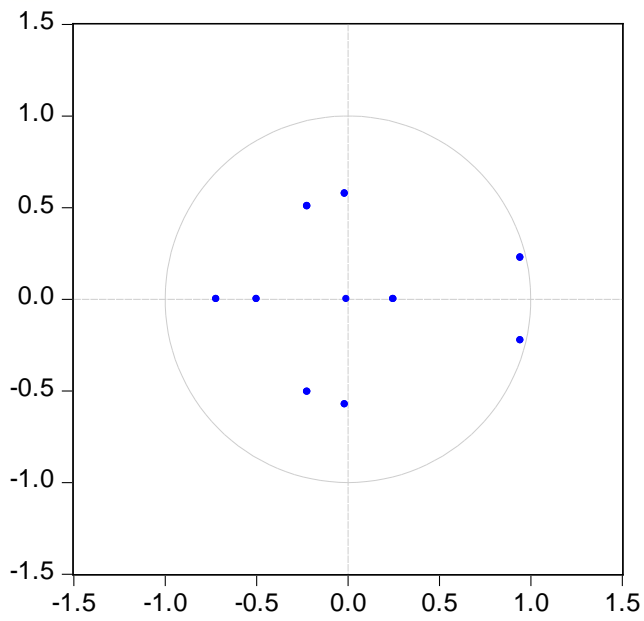
FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

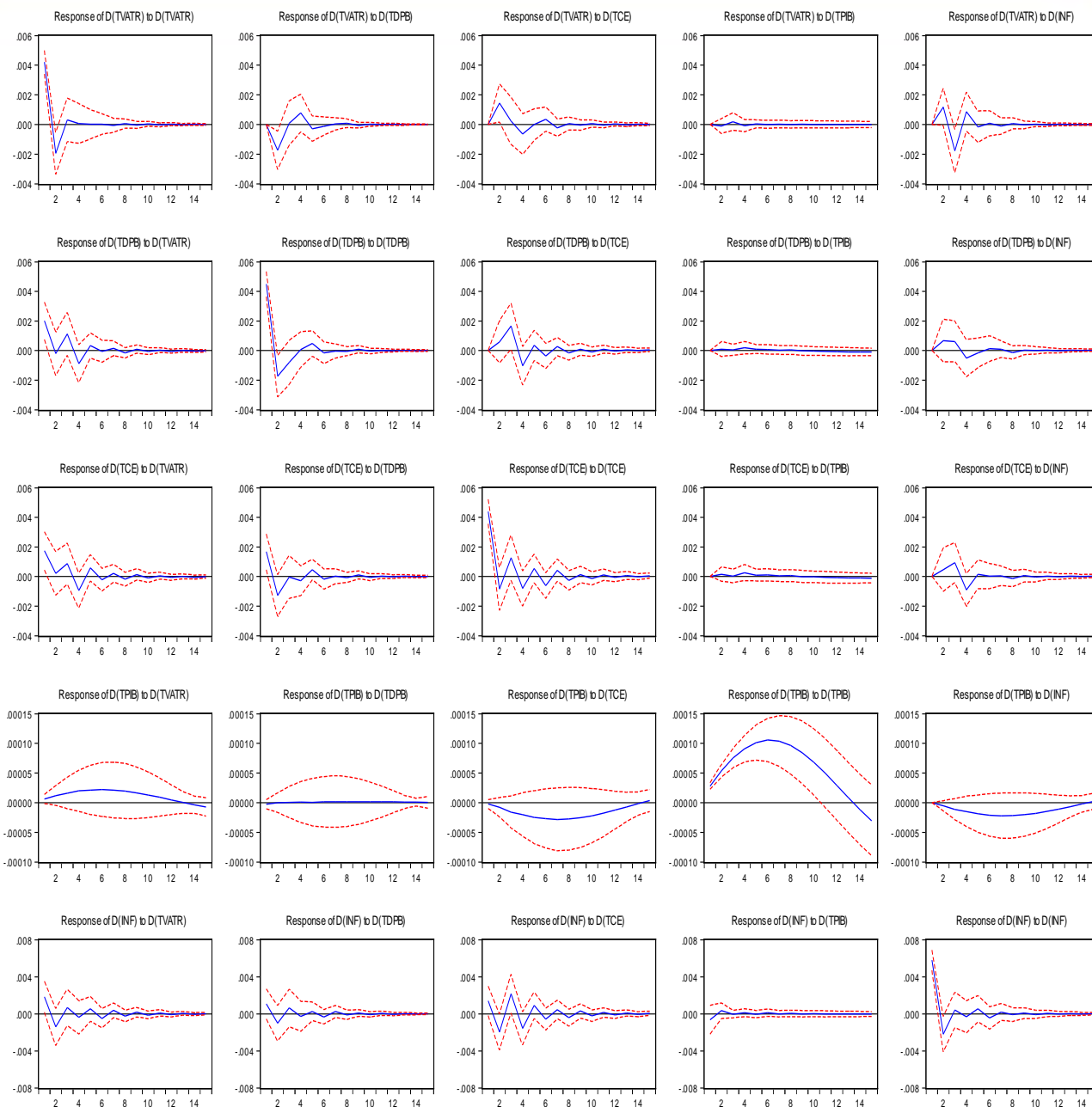
SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



ANNEXE 4 : RESULTATS SUR LA GUINEE-BISSAU

Résultats des tests de stationnarité

Pays	Variables	En niveau		En différence première		Décision	Stationnarité de la variable
		ADF	PP	ADF	PP		
		Probabilité	Probabilité	Probabilité	Probabilité		
Guinée-Bissau	TVATR	0,0819*	0,9802		0,0000***	I(1)	Stationnaire en différence première
	TMM	0,0160**	0,1459		0,0017***	I(1)	Stationnaire en différence première
	TDPB	0,7409	0,7409	0,0000***	0,0000***	I(1)	Stationnaire en différence première
	TCE	0,1516	0,0982*	0,0000***		I(1)	Stationnaire en différence première
	TPIB	0,0032***	0,3767		0,0547**	I(1)	Stationnaire en différence première
	INF	0,0000***	0,0000***			I(0)	Stationnaire

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables : D(TVATR) D(TMM) D(TPIB) D(INF)

Exogenous variables : C

Date : 10/06/23 Time : 21:05

Sample : 2018M01 2022M12

Included observations : 53

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	908.5253	NA	1.76e-20	-34.13303	-33.98433	-34.07585
1	1008.633	181.3280	7.39e-22	-37.30692	-36.56342	-37.02101
2	1079.626	117.8747	9.39e-23*	-39.38212	-38.04381*	-38.86747*
3	1090.200	15.96030	1.18e-22	-39.17735	-37.24424	-38.43397
4	1113.367	31.47231*	9.53e-23	-39.44781*	-36.91989	-38.47569
5	1128.354	18.09703	1.08e-22	-39.40957	-36.28684	-38.20872

* indicates lag order selected by the criterion

LR : sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

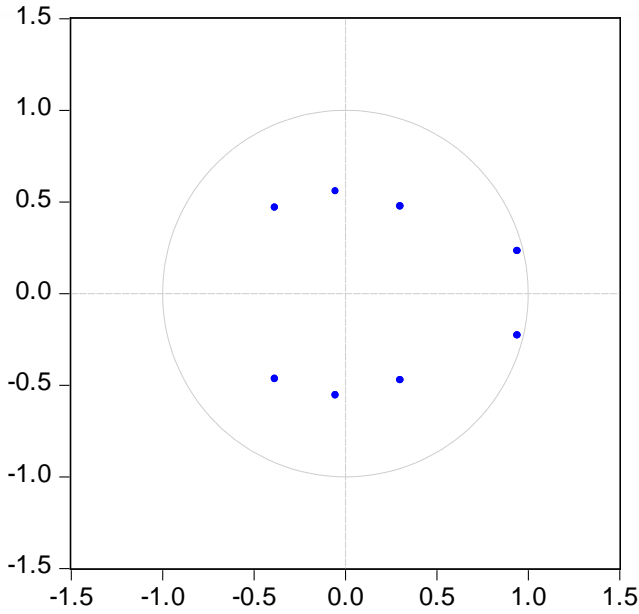
FPE : Final prediction error

AIC : Akaike information criterion

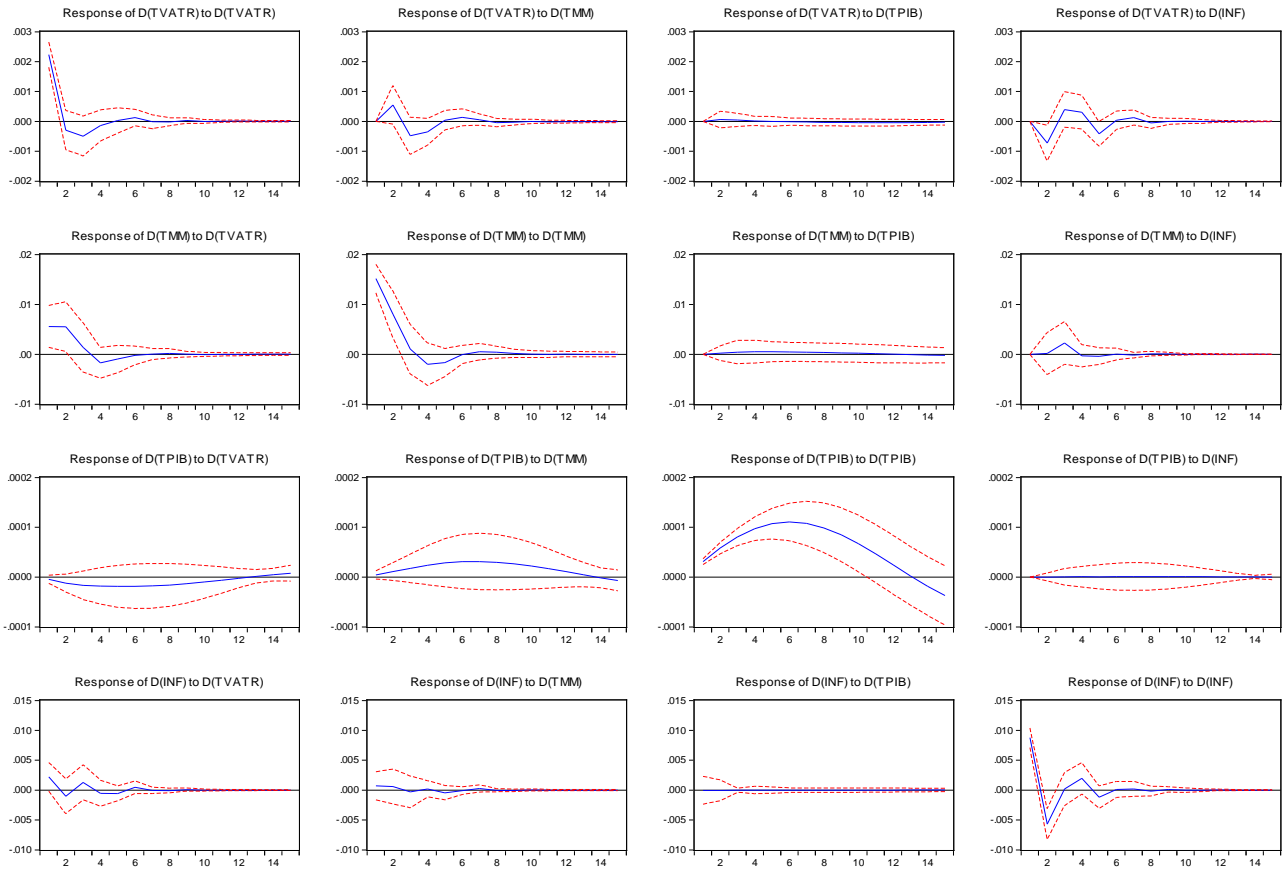
SC : Schwarz information criterion

HQ : Hannan-Quinn information criterion

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



ANNEXE 5 : RESULTATS SUR LE MALI

Résultats des tests de stationnarité

Pays	Variables	En niveau		En différence première		Décision	Stationnarité de la variable
		ADF	PP	ADF	PP		
		Probabilité	Probabilité	Probabilité	Probabilité		
Mali	TVATR	0,9574	0,9370	0,0000***	0,0000***	I(1)	Stationnaire en différence première
	TMM	0,9844	0,9820	0,0000***	0,0000***	I(1)	Stationnaire en différence première
	TDPB	0,0313**	0,0383**			I(0)	Stationnaire
	TCE	0,7471	0,7020	0,0000***	0,0000***	I(1)	Stationnaire en différence première
	TPIB	0,1951	0,2531	0,0045***	0,0740*	I(1)	Stationnaire en différence première
	INF	0,0000***	0,0000***			I(0)	Stationnaire

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables : D(TVATR) D(TDPB) D(TCE) D(TPIB) D(INF)

Exogenous variables : C

Date: 10/07/23 Time: 00:06

Sample : 2018M01 2022M12

Included observations : 53

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1110.012	NA	5.35e-25	-41.69855	-41.51268	-41.62707
1	1206.376	170.9102	3.64e-26	-44.39154	-43.27628	-43.96267
2	1282.459	120.5843*	5.43e-27*	-46.31920*	-44.27456*	-45.53293*
3	1304.505	30.78114	6.49e-27	-46.20773	-43.23370	-45.06406
4	1323.700	23.17915	9.22e-27	-45.98868	-42.08527	-44.48762
5	1348.226	24.98896	1.18e-26	-45.97080	-41.13801	-44.11234

* indicates lag order selected by the criterion

LR : sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

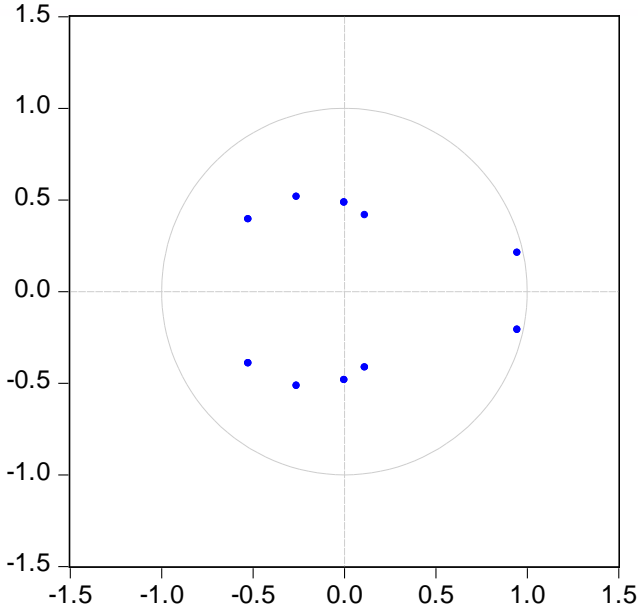
FPE : Final prediction error

AIC : Akaike information criterion

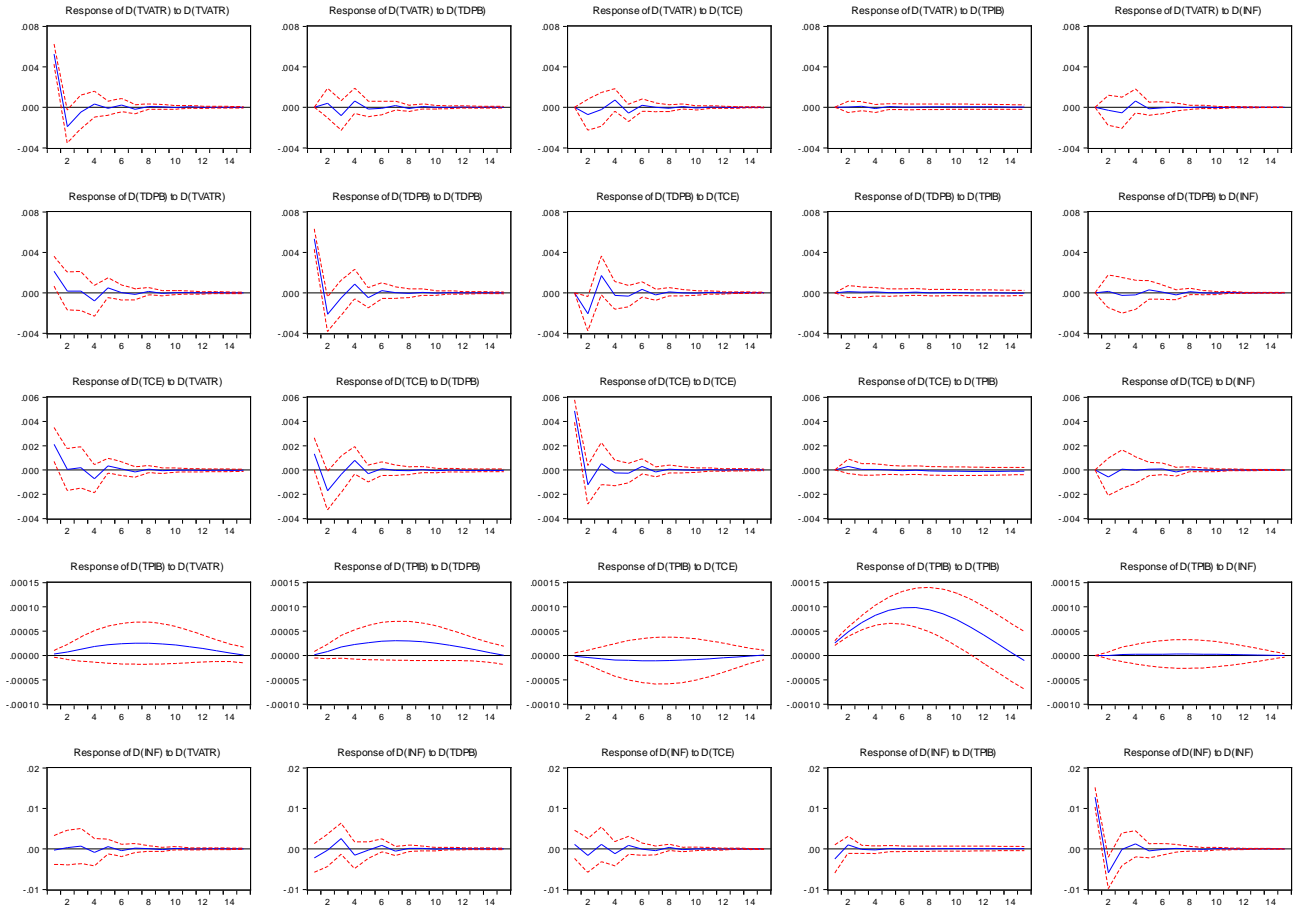
SC : Schwarz information criterion

HQ : Hannan-Quinn information criterion

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

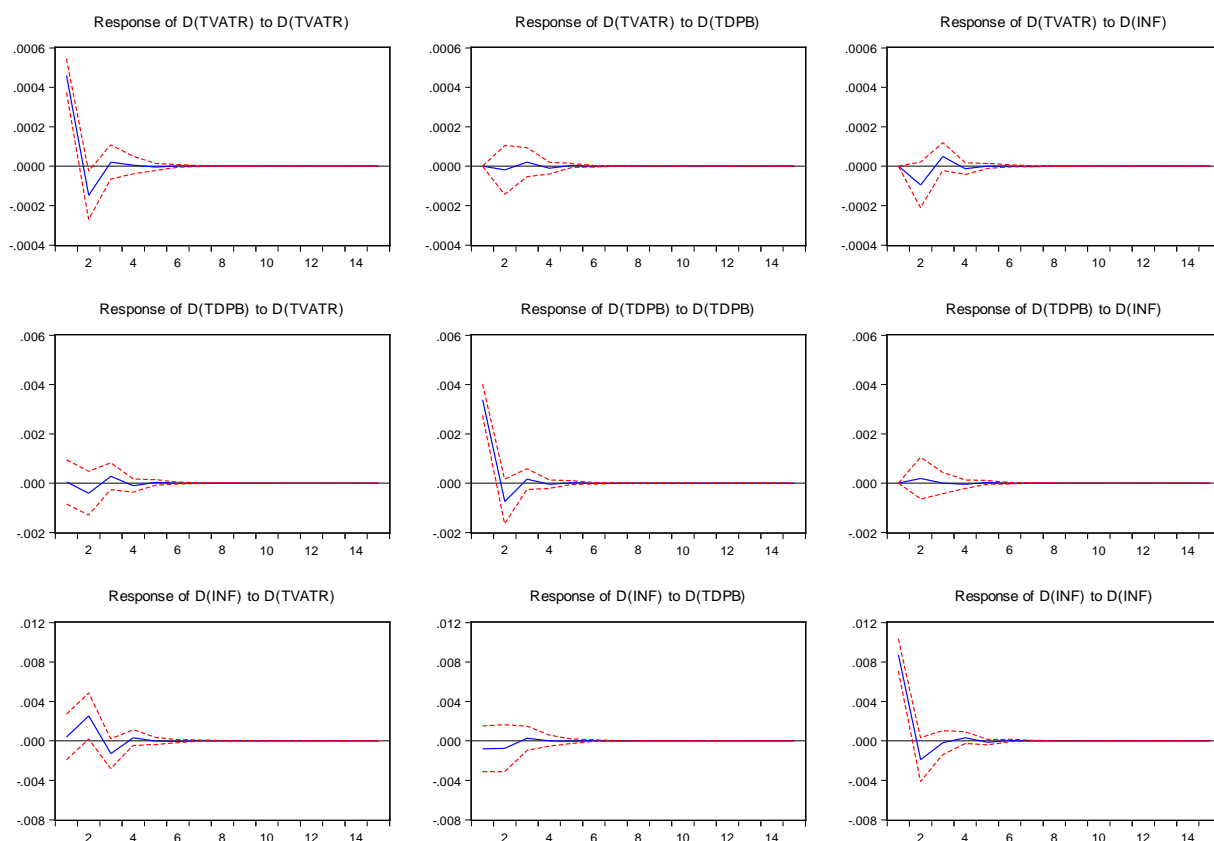


ANNEXE 6 : RESULTATS SUR LE NIGER

Résultats des tests de stationnarité

Pays	Variables	En niveau		En différence première		Décision	Stationnarité de la variable
		ADF	PP	ADF	PP		
		Probabilité	Probabilité	Probabilité	Probabilité		
Niger	TVATR	0,0956*	0,3623		0,0000***	I(1)	Stationnaire en différence première
	TMM	0,8899	0,9402	0,0000***	0,0000***	I(1)	Stationnaire en différence première
	TDPB	0,0127***	0,0112***			I(0)	Stationnaire
	TCE	0,6399	0,6207	0,0000***	0,0000***	I(1)	Stationnaire en différence première
	TPIB	0,5780	0,7724	0,0127***	0,1215	I(2)	Stationnaire en différence seconde
	INF	0,0000***	0,0000***			I(0)	Stationnaire

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



ANNEXE 7 : RESULTATS SUR LE SENEGAL

Résultats des tests de stationnarité

Pays	Variables	En niveau		En différence première		Décision	Stationnarité de la variable
		ADF	PP	ADF	PP		
		Probabilité	Probabilité	Probabilité	Probabilité		
Sénégal	TVATR	0,9970	1,0000	0,0000***	0,0000***	I(1)	Stationnaire en différence première
	TMM	0,9913	0,9991	0,0000***	0,0000***	I(1)	Stationnaire en différence première
	TDPB	0,0417**	0,0370**			I(0)	Stationnaire
	TCE	0,8774	0,9449	0,0000***	0,0000***	I(1)	Stationnaire en différence première
	TPIB	0,0864*	0,2387		0,0705*	I(1)	Stationnaire en différence première
	INF	0,0001***	0,0001***			I(0)	Stationnaire

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables : D(TVATR) D(TMM) D(TPIB) D(INF)

Exogenous variables : C

Date : 10/06/23 Time : 11:55

Sample : 2018M01 2022M12

Included observations : 53

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	868.1187	NA	8.10e-20	-32.60825	-32.45955	-32.55107
1	957.8086	162.4572	5.03e-21	-35.38900	-34.64550	-35.10309
2	1030.324	120.4027	6.03e-22*	-37.52166*	-36.18334*	-37.00701*
3	1040.087	14.73613	7.85e-22	-37.28629	-35.35317	-36.54290
4	1060.595	27.86082*	6.98e-22	-37.45642	-34.92850	-36.48431
5	1067.327	8.128991	1.08e-21	-37.10668	-33.98395	-35.90583

* indicates lag order selected by the criterion

LR : sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

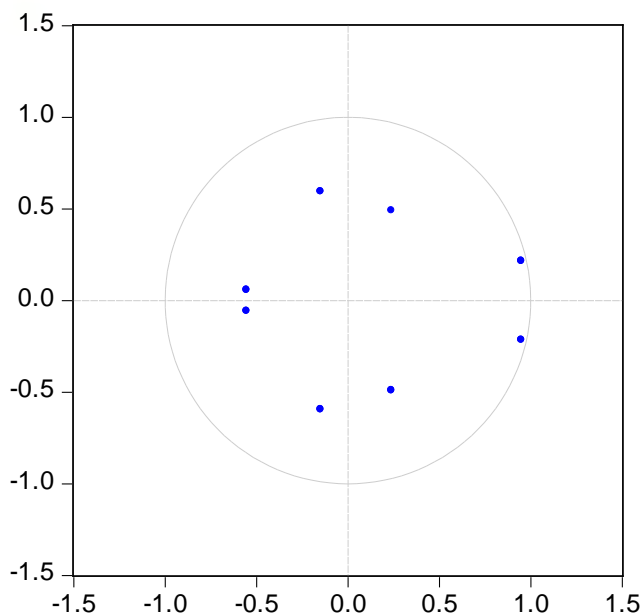
FPE : Final prediction error

AIC : Akaike information criterion

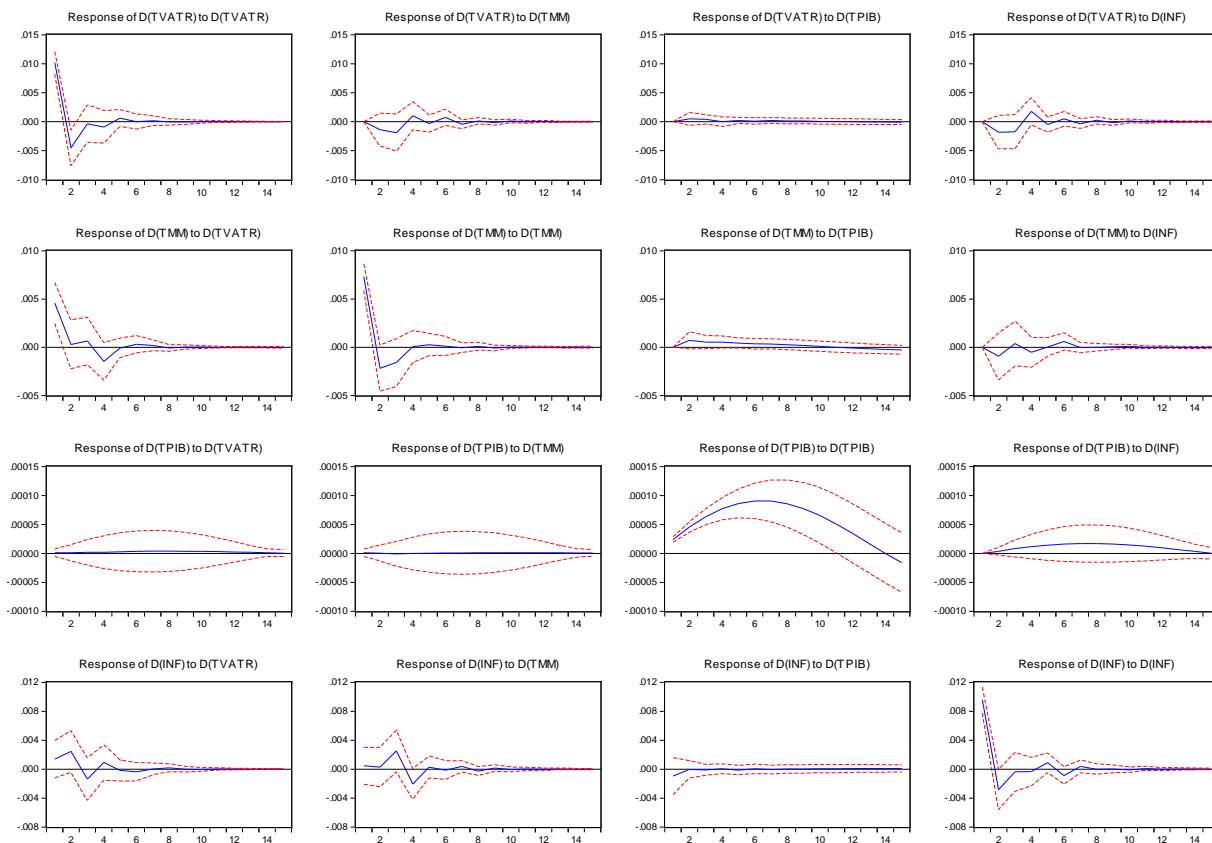
SC : Schwarz information criterion

HQ : Hannan-Quinn information criterion

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables : D(TVATR) D(TDPB) D(TCE) D(TPIB) INF

Exogenous variables : C

Date : 10/06/23 Time : 19:23

Sample : 2018M01 2022M12

Included observations : 53

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1095.272	NA	9.33e-25	-41.14234	-40.95646	-41.07086
1	1194.318	175.6663	5.73e-26	-43.93652	-42.82126	-43.50765
2	1275.977	129.4216*	6.93e-27*	-46.07459*	-44.02995*	-45.28832*
3	1292.399	22.92929	1.02e-26	-45.75091	-42.77688	-44.60724
4	1323.090	37.06093	9.43e-27	-45.96567	-42.06226	-44.46460
5	1335.729	12.87780	1.90e-26	-45.49923	-40.66643	-43.64077

* indicates lag order selected by the criterion

LR : sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

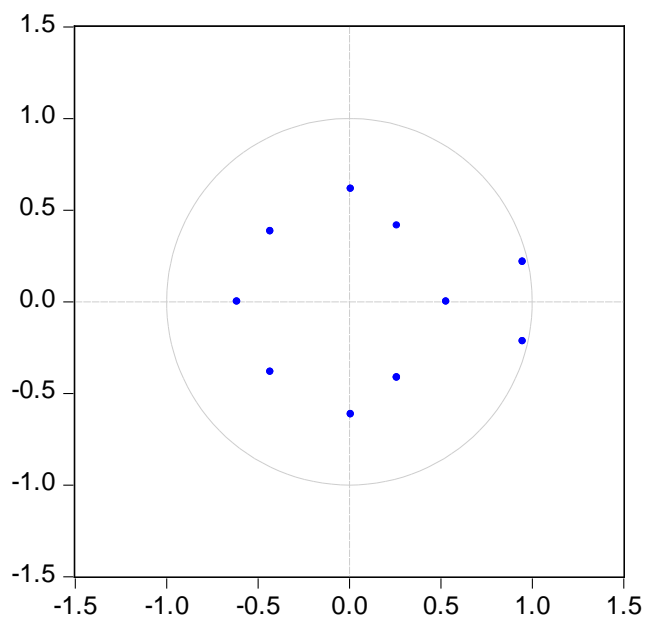
FPE : Final prediction error

AIC : Akaike information criterion

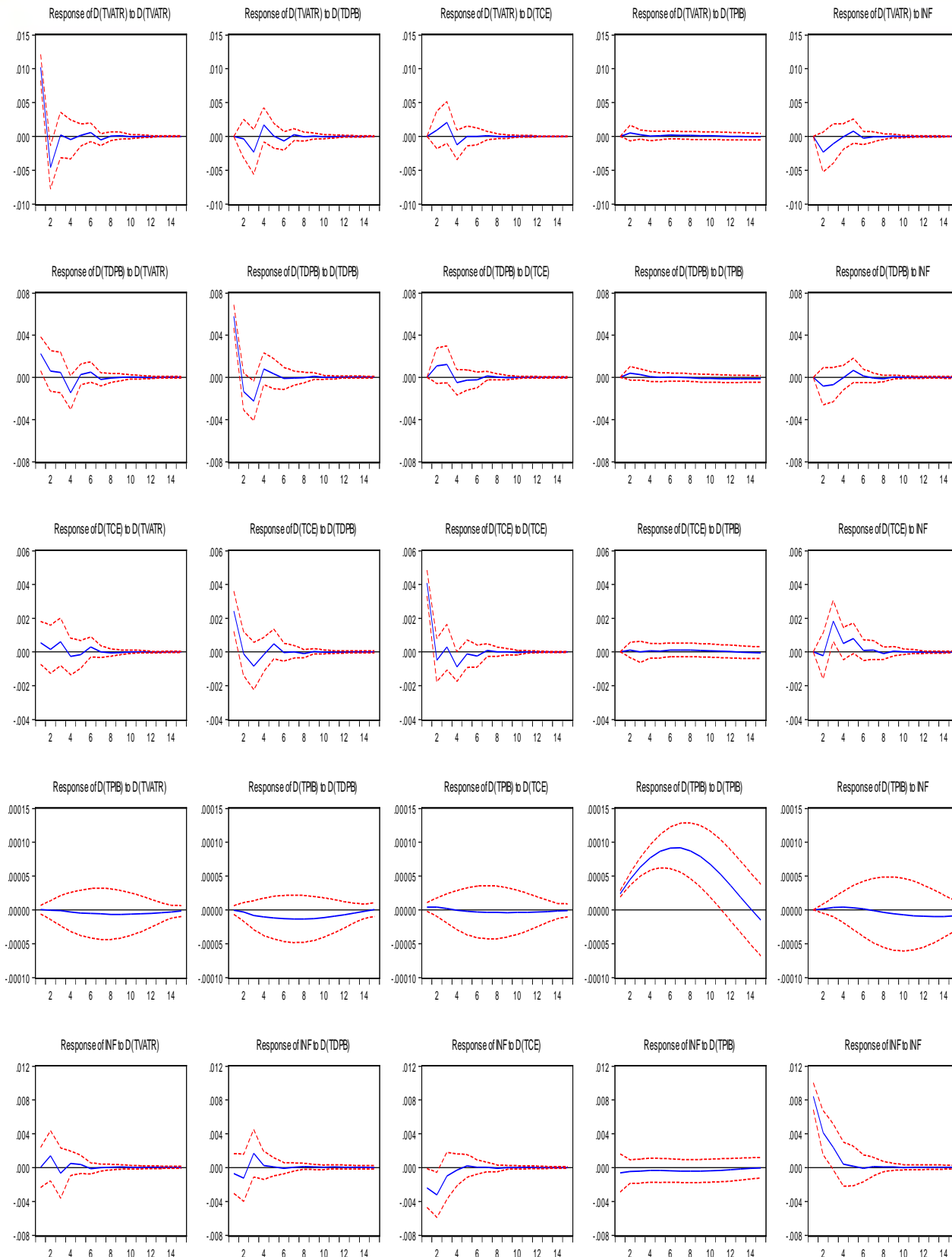
SC : Schwarz information criterion

HQ : Hannan-Quinn information criterion

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



ANNEXE 8 : RESULTATS SUR LE TOGO

Résultats des tests de stationnarité

Pays	Variables	En niveau		En différence première		Décision	Stationnarité de la variable
		ADF	PP	ADF	PP		
		Probabilité	Probabilité	Probabilité	Probabilité		
Togo	TVATR	0,0834*	0,0758*			I(0)	Stationnaire
	TMM	0,0281**	0,0301**			I(0)	Stationnaire
	TDPB	0,9983	1,0000	0,0000***	0,0000***	I(1)	Stationnaire en différence première
	TCE	0,8101	0,7824	0,0000***	0,0000***	I(1)	Stationnaire en différence première
	TPIB	0,5824	0,5584	0,0033***	0,0667*	I(1)	Stationnaire en différence première
	INF	0,0000***	0,0000***			I(0)	Stationnaire

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables : D(TVATR) D(TDPB) D(TCE) D(TPIB) INF

Exogenous variables : C

Date : 10/07/23 Time : 01:52

Sample : 2018M01 2022M12

Included observations : 53

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1167.617	NA	6.08e-26	-43.87233	-43.68645	-43.80085
1	1265.468	173.5471	3.91e-27	-46.62143	-45.50617	-46.19255
2	1340.221	118.4771	6.14e-28	-48.49891	-46.45427*	-47.71264*
3	1367.765	38.45688*	5.96e-28	-48.59489	-45.62086	-47.45122
4	1397.561	35.98034	5.68e-28*	-48.77588*	-44.87247	-47.27482
5	1416.900	19.70444	8.87e-28	-48.56228	-43.72949	-46.70382

* indicates lag order selected by the criterion

LR : sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

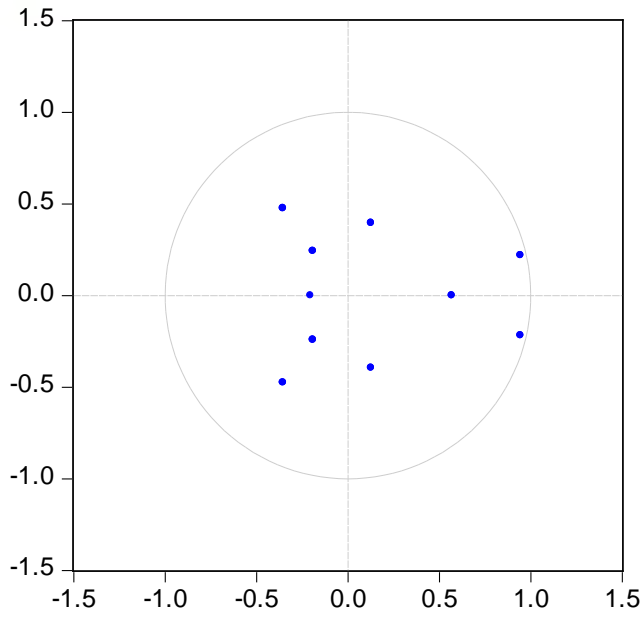
FPE : Final prediction error

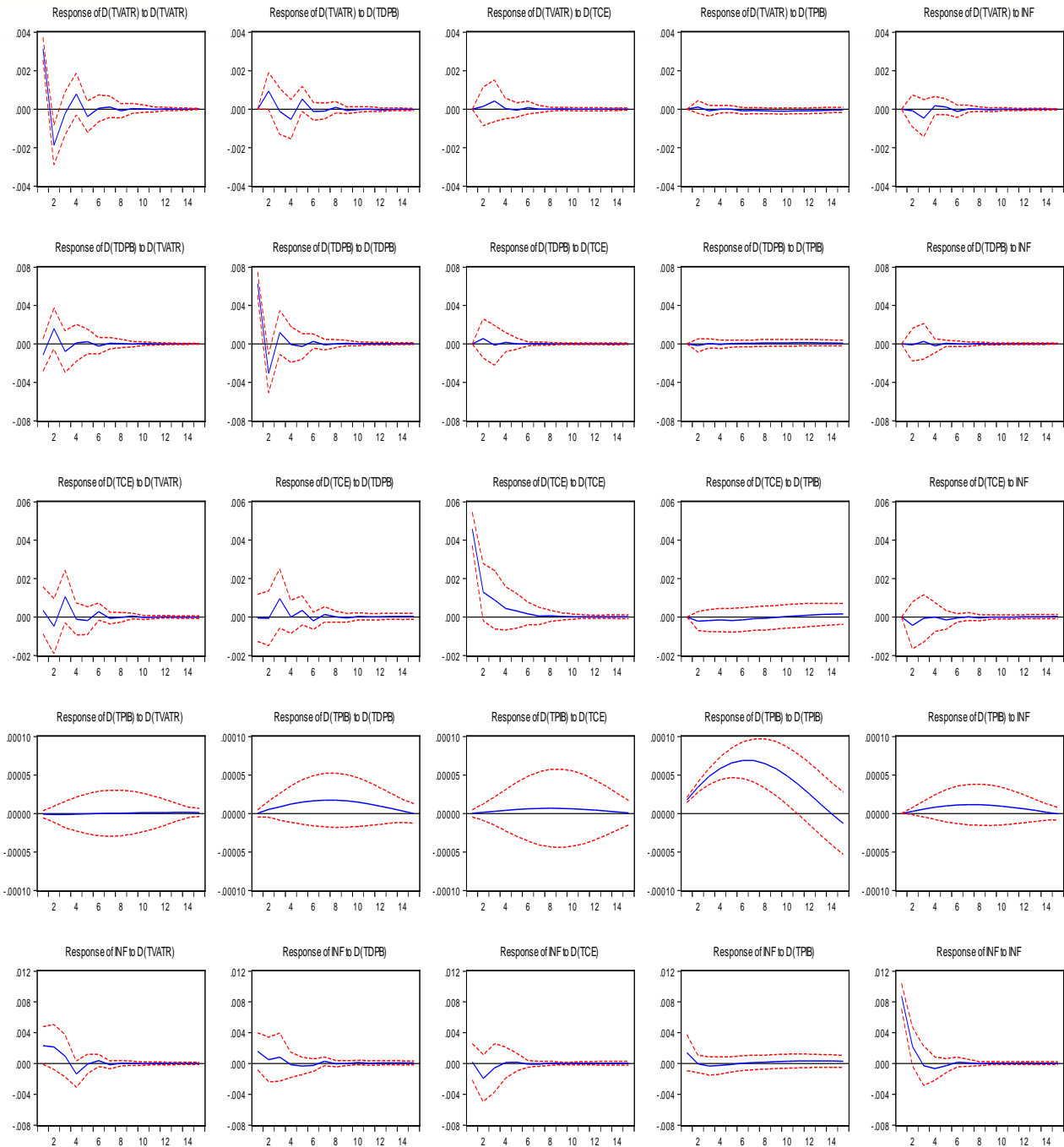
AIC : Akaike information criterion

SC : Schwarz information criterion

HQ : Hannan-Quinn information criterion

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Response to CholeskyOne S.D. Innovations ± 2 S.E.

ANNEXE 9 : APERÇU SUR LA METHODE DE LA SPLINE CUBIQUE

La méthode de la spline cubique attribue chaque valeur de la série de basses fréquences à la première ou à la dernière observation de haute fréquence associée à la période de basse fréquence, puis place tous les points intermédiaires sur une spline cubique naturelle reliant tous les points. Cette méthode permet le lissage des données obtenues de la transformation des valeurs annuelles en mensualités tout en éliminant les valeurs aberrantes "Outliers", comparativement aux méthodes de transformations polynomiales.

Une spline cubique naturelle est définie par les propriétés suivantes :

1. Chaque segment de la courbe est représenté par un polynôme cubique.
2. Les segments adjacents de la courbe ont le même niveau, la même dérivée première et la même dérivée seconde au point où ils se rencontrent.
3. La dérivée seconde de la courbe aux deux points d'extrémité globaux est égale à zéro.

De manière analytique, une fonction spline cubique $S(x)$ construit une interpolation cubique sur les n sous intervalles considérés en imposant la continuité de la dérivée première et deuxième sur les points internes x_i avec $i = 1, 2, 3, \dots, n - 1$

$$S(x) = \begin{cases} p_0(x) & x \in [x_0, x_1] \\ p_1(x) & x \in [x_1, x_2] \\ \vdots \\ p_{n-1}(x) & x \in [x_{n-1}, x_n] \end{cases}$$

$$p_i(x) = f_i + f'_i(x - x_i) + \frac{f''_i}{2}(x - x_i)^2 + \frac{f'''_i}{6}(x - x_i)^3 \quad i = 0, 1, \dots, n - 1$$



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



COFEB
CENTRE OUEST AFRICAIN DE FORMATION
ET D'ETUDES BANCAIRES

Avenue Abdoulaye FADIGA
BP 3108 – Dakar - Sénégal

Tél. : (221) 33 839 05 00
Fax : (221) 33 823 93 35

<https://cofeb.bceao.int>