

Impact des cours des produits importés sur les déficits extérieur et public de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)

Impact of imported product prices on the external and public deficits of the West African Economic and Monetary Union (WAEMU)

Abdarahmane TALL
Doctorant-Chercheur
Université Cheikh Anta Diop de Dakar (UCAD)
Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FASEG)
Laboratoire des Analyses de Politiques Economiques et Sociales (LAPES)
abdarahmanetall@gmail.com

Date de soumission : 08/12/2022

Date d'acceptation : 11/03/2023

Pour citer cet article :

TALL.A.(2023) «Impact des cours des produits importés sur les déficits extérieur et public de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)», Revue Française d'Economie et de Gestion «Volume 4 : Numéro 3» pp : 423 – 454.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0 International License



Résumé

L'objectif de cette étude était d'évaluer l'impact des cours des produits importés sur les déficits extérieur et public de l'UEMOA. Cependant, le test de cointégration a prouvé l'existence d'une relation à long terme entre l'indice des cours des produits importés et les deux déficits au Bénin, au Mali, au Niger et au Sénégal. Les résultats, obtenus du modèle ARDL, ont révélé l'existence d'une relation négative et significative entre l'indice des cours des produits importés et le déficit extérieur au Sénégal, au Bénin, au Mali et au Niger. En outre, une relation négative et significative entre le déficit public et l'indice est notée au Bénin, alors qu'un effet positif et significatif est observé au Mali. L'estimation par le modèle VAR a ressorti un effet négatif du déficit public au Burkina et en Côte d'Ivoire, suite à un choc sur les cours des produits importés, tandis qu'en Guinée-Bissau et au Togo, une réaction positive est observée. A l'issu des travaux, les Autorités devraient adopter une stratégie d'industrialisation par substitution aux importations et développer des infrastructures avec des projets intégrateurs et s'assurer de l'application intégrale de la libre circulation des biens et des personnes.

Mots clés : déficit extérieur ; déficit public ; ARDL ; VAR ; UEMOA

Abstract

The objective of this study was to assess the impact of imported commodity prices on the WAEMU's external and public deficits. However, the cointegration test proved the existence of a long-run relationship between the import price index and the two deficits in Benin, Mali, Niger and Senegal. The results, obtained from the ARDL model, revealed the existence of a negative and significant relationship between the index of imported product prices and the external deficit in Senegal, Benin, Mali and Niger. In addition, a negative and significant relationship between the public deficit and the index is noted in Benin, while a positive and significant effect is observed in Mali. Estimation by the VAR model revealed a negative effect of the public deficit in Burkina Faso and Côte d'Ivoire, following a shock to the price of imported products, while in Guinea-Bissau and Togo, a positive reaction was observed. At the end of the workshop, the authorities should adopt an import substitution industrialization strategy and develop infrastructure with integrating projects and ensure the full implementation of the free movement of goods and persons.

Keywords: external deficit; public deficit; ARDL; VAR; WAEMU

Introduction

Les chocs des cours des matières premières des années soixante-dix (1970) et quatre-vingt (1980) ont été à l'origine des déficits budgétaires auxquels ont été confrontés plusieurs pays. En effet, en 1973, le choc pétrolier a conduit à une crise caractérisée par une stagflation, combinaison d'une récession et d'une inflation élevée (Boyer, 2012). Destais (2012) souligne, d'une part, que la chute des cours des produits de base avait exacerbé la crise de la dette en Amérique latine dans les années 1980. Ainsi, cette crise avait entraîné une déficience structurelle de l'épargne intérieure et extérieure ainsi qu'une sortie accrue de capitaux aux profits des pays avancés. D'autre part, Destais (2012) a rappelé que la chute des cours des matières premières a été l'un des facteurs déclenchant la crise économique de la Russie en 1998. Cette crise a engendré des effets macroéconomiques importants : croissance économique insuffisante, déficit budgétaire, forte dévaluation de la monnaie et volatilité des flux de capitaux. La volatilité croissante des prix des produits de base rend difficile la mise en œuvre la politique budgétaire (Bakas et Triantafyllou ; 2018 et Ezeaku et al. 2021).

Ainsi, au cours de ces dernières années, malgré les chocs portant sur les prix des matières premières, les économies africaines ont su faire preuve de résilience, confirmant ainsi la solidité de certains fondamentaux macroéconomiques de la région. Toutefois, entre 2012 et 2016, une forte variation des cours de plusieurs produits de base est observée. Ainsi, beaucoup de pays d'Afrique subsaharienne, exportateurs de produits de base, ont vu leurs économies entrer en crise, suite à l'effondrement des prix sur le marché international, sous l'effet de la distorsion entre l'offre et la demande sur le marché international (Banque de France, 2015). Les épisodes de baisse des recettes, tirées des produits de base pendant la période 1990–2016, ont occasionné un repli de 4% du PIB en moyenne en Afrique Subsaharienne. Après une compensation partielle par les recettes hors produits de base, le total des recettes publiques a diminué d'environ **3%** du PIB¹. Récemment, les fortes tensions géopolitiques dans le Moyen Orient ainsi que les effets de la pandémie de Covid-19 ont pesé sur l'offre et la demande des matières premières.

Par ailleurs, malgré la forte dépendance vis-à-vis de l'extérieur, soit **78,3%** en 2018², et face à une volatilité accrue des cours des produits de base, les pays de l'UEMOA ont affiché un taux de croissance de 6%, soit parmi les plus élevées d'Afrique. L'inflation est restée faible, grâce à

¹world Economic Outlook du FMI, juillet 2019

² BCEAO, Service des balances de paiement

l'ancrage du FCFA à l'euro, à une production agricole abondante, et à la répercussion limitée de la hausse des cours mondiaux des produits de base. En outre, le déficit du compte courant de l'Union a atteint **6%** du PIB en 2017, soit une hausse de **0,4** point de pourcentage par rapport à 2016, en lien avec l'accroissement du déficit budgétaire. Après s'être creusé en 2018, en raison d'une détérioration des termes de l'échange, due à la hausse des prix du pétrole et à l'effet différé de la chute des prix mondiaux du cacao en 2017, le déficit extérieur est ressorti à **6%** en 2019. En outre, la maîtrise de l'évolution des cours de des matières premières constitue une priorité pour les économies, puisque servant le suivi de la conjoncture économique et dans la conduite de politiques économiques par les autorités (Etats et Banque Centrale).

Après avoir enregistré une forte croissance durant près d'une décennie, les pays de l'UEMOA ont connu d'importantes difficultés découlant d'une triple crise touchant la santé, l'économie et les conditions de sécurité. Compte tenu d'un déficit budgétaire régional frôlant les 6% du PIB en 2020, l'Union aura sans doute besoin de plusieurs années pour respecter la cible communautaire, fixée à 3% du PIB. Des retards dans l'exécution de projets d'exploitation d'hydrocarbures et la révision à la baisse des estimations des réserves, utilisées dans le scénario de référence, auraient un effet négatif sur le compte des transactions courantes et les marges de manœuvre extérieures.

A l'issue des analyses, il est recherché des réponses aux questions suivantes :

- quels seront les effets attendus sur le déficit extérieur et public, suite à des chocs sur les cours des produits de base dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) ?
- quelles réponses de politiques économiques appropriées pour les Etats en question, afin de réduire leur vulnérabilité face à de tels chocs ?

La majeure partie de la littérature existante met l'accent sur l'effet de la volatilité des cours des produits de base sur la croissance économique ainsi que sur les prix intérieurs. La contribution de cette présente s'inscrit, dans un premier temps, à l'élaboration d'un indicateur des cours des principaux produits alimentaires importés (blé, riz, maïs, soja et sucre) par les pays de l'UEMOA, avant d'évaluer leur influence sur les déficits public et extérieur. Dans un second temps, certaines variables macroéconomiques, en l'occurrence le taux de change, l'inflation et le taux de croissance du PIB seront contrôlés afin d'évaluer leurs sensibilités aux variations des cours des produits de base.

Pour la partie économétrique, la modélisation ARDL et le modèle VAR sont utilisés. Pour le

premier modèle, l'objectif visé consiste à rechercher l'existence d'une éventuelle relation à long terme entre l'indice des cours des produits importés et les déficits public et extérieur de l'UEMOA. A cet effet, le test de cointégration de Pesaran et al. (2001) sera effectué. Pour le cas du modèle VAR, il est recherché la dynamique des réponses de fonctions impulsionnelles des déficits extérieur et public, suite à un choc sur l'indice des cours des produits importés.

Ce présent papier est consacré sur les huit (8) pays de l'UEMOA (Bénin, Burkina, côte d'Ivoire, Guinée-Bissau, Mali, Niger, Sénégal et Togo) sur une période allant de 1990 à 2020. Les données utilisées proviennent essentiellement de la Banque Mondiale, de la BCEAO et de l'Organisation des Nations-Unies pour l'Alimentation et l'Agriculture (FAO).

L'article est structuré de la façon suivante. La section 1 sera consacrée à l'analyse de la situation économique de l'UEMOA. La section 2 fera l'objet de la revue de la littérature sur la thématique susmentionnée. La méthodologie et l'analyse des variables utilisées seront évoquées dans la section 3. L'interprétation des résultats sera discutée dans la section 4. La conclusion et les implications de politiques économiques bouclerons cette étude.

1. Evaluation de l'environnement économique de l'UEMOA

1.1 Procédure de calcul de l'indice

L'élaboration de l'indice synthétique des prix de produits de base dans l'UEMOA est calculée à partir de la moyenne géométrique. Cependant, l'agrégation de base de l'indice des prix des produits de base repose sur l'établissement des relations de base (rapport de prix, « Price ratio »). A cet effet, les prix pour un type de biens donnés sont transformés en un indice élémentaire qui prend la valeur de **100** points à l'année de base (2000). Ce dernier est obtenu en faisant le rapport entre les prix relevés durant ladite année et ceux de l'année de base pondéré par leur poids.

Ainsi, l'indice de chaque catégorie de produit de biens est obtenu par la moyenne géométrique de l'ensemble des types de produits qui l'a constitué. On obtient la formule suivante :

$$I_j^t = \sum_h^k g_h * \frac{p_j^t}{p_j^{t0}} * 100 \text{ Où } \sum_h^k g_h = 100 \quad (1)$$

$$\text{Avec } \frac{p_j^t}{p_j^{t0}} = \text{indice élémentaire}$$

p_j^t = prix unitaire j à la date t dans la classe de produit h, p_j^{t0} = prix unitaire j à la date t0 dans la classe de produit h, g_h = coefficient de pondération, k = nombre de produit dans la position i de l'indice et h = classe du type de produit.

L'indice synthétique est obtenu par la relation suivante :

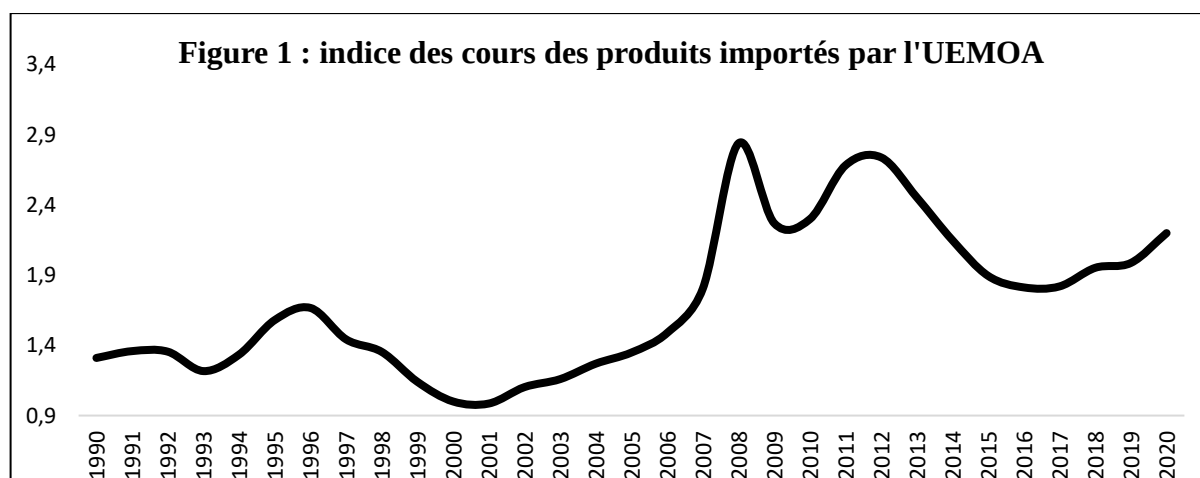
$$I_h^t = [\prod_{j=1}^Z (I_j^t)]^{1/Z} \quad (2)$$

Pour le calcul de l'indice, les principaux produits pris en compte sont : le blé, le riz ; le sucre, le maïs et l'huile de soja. Pour la pondération, nous avons pris le poids de chaque type de bien dans les importations totales pour chaque année (Cf. annexe 2).

1.2 Evolution de l'indice des cours des produits alimentaires importés par l'UEMOA

Sur la période de 1990 à 2000, l'indice des cours des produits importés sur le marché international par les pays de l'UEMOA, est ressorti, en moyenne, à 1,375. Cependant, une baisse drastique des cours est notée entre 1996 et 2000, en raison de l'abondance de l'offre sur le marché mondial, avant de rebondir entre 2006 et 2008, en lien avec la hausse de la demande de produits de première nécessité à plus forte valeur ajoutée dans les économies émergentes, telles que la Chine, le Brésil et l'Inde. De plus, l'accroissement des prix de l'énergie, les conditions climatiques défavorables et l'apparition de nouveaux débouchés commerciaux pour les produits agricoles, en particulier le marché des biocarburants, ont renforcé la hausse des prix des denrées alimentaires au cours de cette période. En 2009, une baisse en profondeur des prix de l'ensemble des produits alimentaires est observée, en raison des effets engendrés par la grande crise financière.

En début de 2015 et jusqu'en 2020, les prix des denrées alimentaires sont substantiellement en hausse. Les facteurs de cette hausse sont, entre autres, les contraintes macroéconomiques (dépréciation et inflation), l'insécurité, les inondations et déficits pluviométriques ayant affectés les récoltes ainsi que la rétention des stocks par les paysans dus aux incertitudes engendrées par la Covid-19.

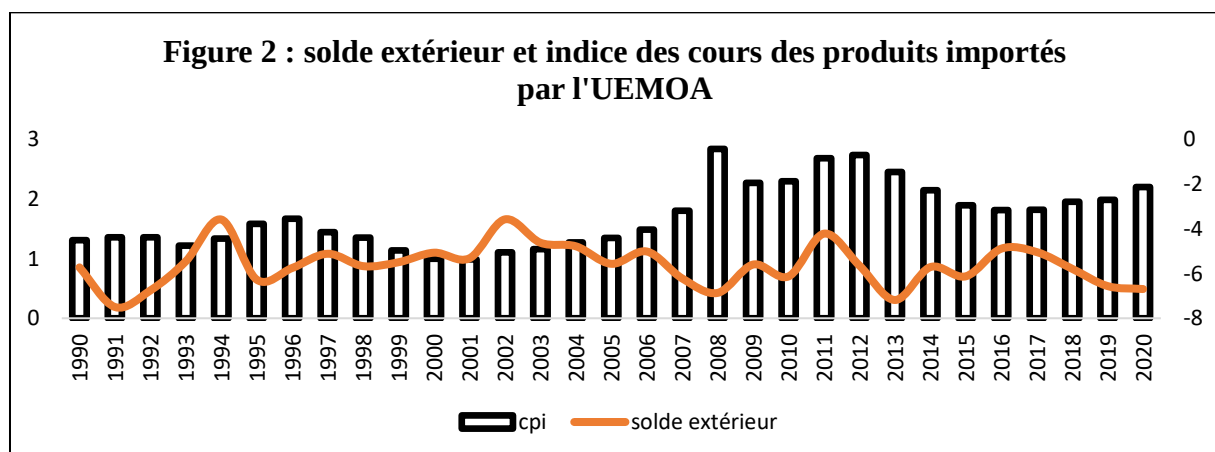


Source : Auteur

1.3 Relation entre le solde extérieur et l'indice des cours des produits importés par l'UEMOA

Sur l'ensemble de la période, une sensibilité du déficit extérieur aux cours mondiaux des produits de base est repérée. A titre illustratif, la hausse des prix des biens alimentaires, observée en 2008, en raison de la crise financière, est suivie par une détérioration du déficit extérieur. Entre 2011 et 2013, le déficit extérieur de l'Union s'est nettement aggravé, en raison de la hausse des importations de biens intermédiaires et d'équipement en Côte d'Ivoire, liée à son effort de reconstruction. L'augmentation des importations au Burkina Faso et au Niger au titre de projets miniers et d'hydrocarbures, l'accroissement des importations de denrées alimentaires, en vue de compenser les effets de la sécheresse de 2011 ainsi que la détérioration des termes de l'échange ont pesé sur le déficit global de l'Union.

Sur la période de 2013 à 2016, une baisse du déficit du solde extérieur global est enregistrée, en raison de l'évolution favorable des termes de l'échange ainsi que la hausse des transferts courants et des transferts de capital. En revanche, la hausse des cours des produits alimentaires importés par les pays de l'UEMOA, entre 2017 et 2020, s'est accompagnée d'une détérioration du déficit extérieur. Cette hausse s'explique par la vigueur des dépenses en capital, la détérioration des termes de l'échange, suite à la hausse des prix mondiaux du pétrole et des importations soutenues de biens d'équipement dans le cadre des projets d'investissements. La pandémie de la Covid-19 a, par ailleurs, accentué la tendance haussière du déficit extérieur, notée en 2020.



Source : Auteur

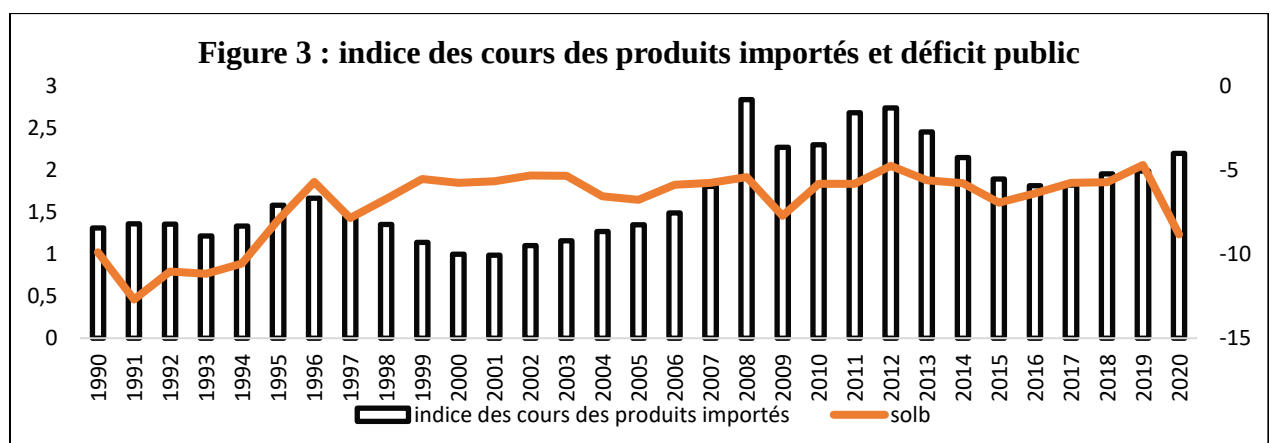
1.4 Relation entre le solde budgétaire et indice des cours de produits alimentaires importés

Par ailleurs, les fléchissements ou les ralentissements de la croissance des recettes d'exportations ont entraîné la détérioration du solde budgétaire. Cependant, entre 1998 et 2006,

le solde budgétaire moyen de l'Union est évalué à hauteur de **6%**. Toutefois, en 2006, le déficit public s'est légèrement réduit par rapport à son niveau de 2005. Ce repli est lié à l'amélioration des performances en matière de recouvrement, fortement atténuée, néanmoins, par un important accroissement des dépenses publiques, par des niveaux parfois records de transferts aux filières en difficultés et de subventions à la population.

En outre, le repli des cours des produits de base, observé en 2009, a nettement diminué les recettes, en devises, dans beaucoup d'économies africaines, avec d'importantes répercussions sur la stabilité macroéconomique. Toutefois, la hausse des cours des principaux produits importés est accompagnée par une détérioration du déficit public qui s'est établi à **-7,7%** en 2009, soit une hausse de **3,2** points de pourcentage par rapport à 2008. En 2012, pour l'ensemble de la région, le déficit budgétaire s'est stabilisé à environ **4%** du PIB, niveau le plus bas depuis les années 90.

En 2020, un rebond des cours des produits importés par les pays de l'UEMOA est observé par rapport à 2019. Cette hausse, accentuée par les effets de la pandémie de Covid-19, s'est soldée par une nette dégradation de **8%** du déficit public, niveau le plus élevé depuis les années 90. Toutefois, l'adoption des mesures d'urgence et la mise en œuvre des plans de riposte pour contrer les effets de la crise sanitaire ainsi que le souci de préserver un environnement favorable à une reprise de l'activité économique ont globalement atténué la détérioration du déficit public de l'Union.



Source : Auteur

2. Effets des cours des produits de base sur les déficits extérieur et public : approche de la littérature

2.1 L'impact sur le déficit extérieur

Empiriquement, plusieurs auteurs se sont illustrés pour appréhender les effets des chocs des cours des produits de base sur le déficit extérieur par le canal du compte courant. En étudiant le cas d'un échantillon de pays en développement non producteurs de pétrole, Khan et Knight (1983) ont abouti à une forte corrélation positive entre la variation des termes de l'échange et l'évolution du solde courant. Dans la même ordre d'idée, Calderon et al. (1999) trouvent qu'une amélioration de **10%** des termes de l'échange entraîne une baisse de **0,44** point de pourcentage du déficit courant.

En utilisant une modélisation vectorielle autorégressive (VAR), afin d'étudier les réponses des comptes courants et des actifs extérieurs nets, suite aux chocs de prix du pétrole, le FMI (2006) montre que, à court terme, la hausse des prix du pétrole exerce une influence marquée sur les comptes courants. L'étude a révélé, par ailleurs, qu'un accroissement de **10** dollars du prix réel du pétrole augmente l'excédent courant des pays exportateurs et augmente le déficit des pays importateurs et que l'effet s'estompait dans les trois ans qui suivaient le choc. Selon Deaton (1999), Kose et Riezman (2001) et le PNUD (2014), les chocs commerciaux (les mouvements à la hausse et à la baisse des prix des produits de base à l'exportation) sont en grande partie responsables de la volatilité de la production et des recettes, de l'instabilité des taux de change, ainsi que des variations des balances des transactions courantes et des réserves internationales en Afrique.

Béjarano et al. (2016) ont évalué, avec l'aide du modèle d'équilibre général dynamique, l'impact macroéconomique de l'effondrement des prix des matières premières sur les petites économies riches en ressources naturelles. Cependant, ils constatent que les fluctuations des prix des matières premières affectent non seulement la consommation et l'épargne, mais aussi les incitations pour le secteur privé à exploiter les ressources naturelles de manière inter-temporelle. Ils constatent que ces fluctuations se traduiront par des cycles d'emprunt externes plus importants, occasionnant des répercussions sur le déficit courant.

2. L'impact sur le déficit public

Il n'existe pas une grande quantité de littérature traitant de l'effet des cours des produits alimentaires sur le déficit budgétaire. Il faut noter que la nette majorité des études met l'accent sur l'influence des cours des produits de base sur les cycles économiques et la croissance

(Rahma, 2016).

Kumah et Matovu (2007), Bleaney et Halland (2016), Murphy et al. (2010), Sinnott (2009) et Böwer et al. (2007) constatent que le solde budgétaire d'un pays s'améliore dans les pays exportateurs de produits de base lorsque les prix de ces produits augmentent. Dans le même sens, Céspedes et Velasco (2014) stipulent que l'équilibre budgétaire s'améliore au fil du temps dans les pays exportateurs de produits de base dont les prix de ces produits sont plus élevés. Ils ont constaté, dans les années 2000, une augmentation du solde budgétaire de **0,11%** du PIB, en lien avec la hausse des prix des produits de base.

Bangara et Dunne (2018), à partir d'un modèle SVAR et VAR cointégré, ont étudié les effets macroéconomiques des cours des produits de base sur les économies à faible revenu, plus particulièrement au Malawi. Les résultats obtenus à partir du modèle SVAR révèlent qu'un choc positif des prix des produits de base a un impact significatif sur la croissance économique, à travers une hausse des recettes budgétaires. Pour le modèle VAR cointégré, les auteurs confirment l'existence d'une relation de long terme entre les cours des produits de base et le déficit extérieur.

Gangelhoff (2015), par le biais d'un modèle de régression à deux variables, a conclu que la baisse des prix affecte les perspectives de croissance économique, en raison de la baisse significative des recettes publiques qui en résulte. Dans le même sillage, en utilisant un modèle de données de panel dynamique pour 108 pays de 1993 à 2018, Vespignani et al. (2021) ont montré que le solde budgétaire des économies exportatrices se détériorait avec la volatilité des prix des matières premières. Selon ces auteurs, une augmentation d'un écart-type de la volatilité des prix des produits de base entraîne une réduction du solde budgétaire d'environ 0,04 point de pourcentage.

Le Fonds Monétaire International (2016) a évalué, par le biais de plusieurs modèles économétriques, les effets macroéconomiques de l'effondrement des prix des matières premières en Afrique subsaharienne. L'étude a montré qu'une baisse de **1%** des termes de l'échange s'accompagne d'une perte de croissance d'environ un quart de point de pourcentage dans chacune des trois années suivant le choc. Outre la perte sur la croissance, leurs estimations révèlent que la baisse des prix a des effets importants sur d'autres variables macroéconomiques, telles que la hausse de l'inflation, la dépréciation nominale du taux de change et la détérioration de la situation ainsi que le creusement du déficit budgétaire. A partir du modèle ARDL, Dramé

et Yao (2018) ont montré l'existence d'une relation positive et significative entre le déficit budgétaire et le niveau des prix de produits de base au Burkina Faso et au Niger.

En revanche, la théorie économique révèle qu'une augmentation des cours des matières premières ne conduit pas systématiquement à une hausse du solde budgétaire. A cet effet, Bjornland et Thorsrud (2018), Bova et al. (2018) et Kaminsky (2010) ont trouvé des preuves que les booms des prix des produits de base ne conduisent pas systématiquement à des excédents budgétaires plus importants dans les pays en développement.

Toutefois, l'impact des chocs des prix des produits de base sur le déficit budgétaire peut ne pas être direct. A ce sujet, Arezki et Ismail (2013) ont examiné le comportement de la politique budgétaire au cours des cycles de prix des produits de base, en utilisant des données de panel pour 32 pays producteurs de pétrole sur une période allant de 1992 à 2009. Les résultats découlant de leurs travaux montrent que, dans les périodes d'explosion des cours des matières premières, le taux de change réagit plus fortement que les dépenses, ce qui limite ces effets sur les recettes.

Ces dernières années, plusieurs études empiriques se sont accentuées sur les effets macroéconomiques des prix des matières premières sur la croissance économique. Cependant, une grande partie de la littérature a ignoré l'impact direct des chocs des cours des matières premières sur les déficits extérieur et public. Cependant, la présente étude vise à combler ce vide dans la littérature.

3. Modélisations économétriques à des modèles ARDL et VAR

3.1 Approche du modèle ARDL

La modélisation ARDL « AutoRegressive Distributed Lag/ARDL » est une combinaison entre les modèles autorégressifs (AR) et les modèles à retard échelonnés ou ditributed lag (DL). Elle a la forme suivante :

$$y_t = f(X_t, Y_{t-p}, X_{t-q}) \quad (3)$$

Selon la spécification ARDL, le modèle associé au test de cointégration par les retards échelonnés peut s'écrire de la manière suivante :

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum \alpha_j \Delta x_{t-j} + \theta Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_k y_{t-p} + \alpha_0 x_t + \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \dots + \alpha_q x_{t-q} + \varepsilon_t \quad (5)$$

y_t = variable endogène, x_t = variable exogène et ε_t = terme d'erreur

Z_{t-1} est le terme de correction d'erreur résultant de la relation d'équilibre. θ est le paramètre indiquant la vitesse d'ajustement au niveau d'équilibre après un choc et son signe doit être

négatif et significatif pour garantir la convergence de la dynamique vers l'équilibre à long terme.

3.2 Approche du modèle VAR

Le processus VAR (Vecteur Autorégressif) est une généralisation des processus AR (Autorégressif) au cas multivarié. Cette modélisation fut introduite par Sims (1980) pour répondre aux insuffisances des modèles économétriques classiques à plusieurs équations structurelles. La méthode VAR a été appliquée dans le cas de la plupart des pays développés (zone euro) et constitue la technique la plus fréquemment utilisée dans la littérature.

La généralisation de la représentation VAR à k variables et p décalages notée VAR(p) s'écrit comme suit :

$$Y_{it} = B_0 + B_1 Y_{i,t-1} + B_2 Y_{i,t-2} + B_3 Y_{i,t-3} + \dots + B_p Y_{i,t-p} + \vartheta_{i,t} \text{ où } \vartheta_t = A_0^{-1} \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

Y_{it} = est une combinaison linéaire des chocs structurelles ayant la loi normale $N(0, B_0^{-1}, B_0^{-1'})$.

$$Y_{i,t} = [\text{ICPI}, \text{ICPE}, \text{SOLEXT}, \text{SOLDB}, \text{TPIB}, \text{TCHAN}, \text{INF}]$$

Où ICPE= indice des cours des produits exportés, SOLEXT = solde extérieur ; SOLDB = solde budgétaire, TPIB=taux de croissance économique, TCHAN=taux de change, INF= inflation, ICPI= indice des cours des produits alimentaires importés.

3. Source des données et analyse descriptive

L'échantillon est constitué de huit (8) pays de l'UEMOA (Bénin, Burkina, Côte d'Ivoire, Guinée-Bissau, Mali, Niger, Sénégal et Togo) sur une période allant de 1990 à 2020. Les données proviennent de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), de l'Organisation des Nation-Unies pour l'Alimentation et l'Agriculture (FAO) et de la Banque Mondiale (BM).

D'après l'analyse descriptive, l'indice moyen des cours des produits importés par les pays de l'Union est ressorti à 1.709855. Les valeurs minimales et maximales peuvent nous permettre de détecter l'existence d'éventuels points aberrants. Cependant, sa valeur maximale est évaluée à 2.838291 contre une valeur minimale de 0.9854933.

Tableau 2 : statistique descriptive

Variables	Moyenne	Ecart type	Minimum	Maximum
Déficit extérieur	-5.611236	4.002864	-18.02702	9.32413
Inflation	4.387257	10.03343	-7.796642	69.58363
Taux de change	519.0262	115.3613	264.6918	732.3977
Taux de croissance du PIB	3.857431	4.100225	-28.09998	15.37624
Indice des cours des produits importés par l'UEMOA	1.709855	0.5255618	0.9854933	2.838291
Déficit public	-6.951355	5.227163	-37.5	6.8

Source : auteur

4. Tests préliminaires

4.1 Test d'homogénéité de SHIAO

Pour vérifier l'homogénéité du modèle, trois tests sont effectués. Il s'agit le test d'homogénéité globale, le test d'homogénéité des coefficients et le test d'homogénéité des constantes. En premier lieu, il s'agira de tester l'hypothèse d'une structure parfaitement homogène (les coefficients, constantes et identiques). La seconde étape consiste à vérifier l'égalité pour tous les individus des K composantes des vecteurs $\hat{a}_j$. La troisième étape consiste à tester l'égalité des N constantes individuelles $\hat{a}_j$, sous l'hypothèse de coefficients $\hat{a}_j$ communs à tous les individus.

Tableau 3 : résultats du test SHIAO

Test d'homogénéité	Estimation		P-Value
	Statistique de Fisher	F-Stat	
Test 1	$\frac{(SCR_{1,c} - SCR_1)/[(N-1)(K+1)]}{SCR_1/[NT - N(K+1)]}$	1.7129807	0.00416744
Test 2	$\frac{(SCR_{1,c'} - SCR_1)/[(N-1)K]}{SCR_1/[NT - N(K+1)]}$	1.6509608	0.00948508
Test 3	$\frac{(SCR_{1,c} - SCR_{1,c'})/(N-1)K}{SCR_{1,c'}/[N(T-1) - K]}$	1.8885782	0.07221791

Source : auteur

D'après le test de Hsiao, les résultats obtenus ne permettent pas d'accepter, au seuil de 5%, l'hypothèse nulle aussi bien à la première étape qu'à la seconde. Cependant, une estimation en panel ne sera être valable et, par conséquent, elle se fera pays par pays.

4.2 Test de stationnarité des variables

Avant de procéder à l'estimation du modèle, il est important d'effectuer des tests de stationnarité. Au départ, les premiers tests de stationnarité proposés introduisent l'hétérogénéité à travers les effets individuels fixes ou aléatoires. En effet, la stationnarité d'une variable suppose que le processus générateur des données n'est ni affecté par la tendance, ni par la stationnarité et, par conséquent, fluctue autour d'une moyenne constante. Nous utilisons le test d'Im Pesaran Shin (2003) qui est une moyenne des statistiques.

Tableau 4 : test de stationnarité des variables

Variables	Im-Pesaran-Shin		Levin-Lin-Chu		Ordre d'intégration
	P-Value		P-Value		
	En niveau	Diff 1 ^{ère}	En niveau	Diff 1 ^{ère}	
PIB	0.0000		0.0126		I (0)
Inflation	0.0000		0.0000		I (0)
Taux de Change	0.2531	0.0000	0.1253	0.0000	I (1)
Déficit Public	0.0000		0.0000		I (0)
Déficit Extérieur	0.0001		0.0000		I (0)
Indice de Cours des Produits importés	0.6439	0.0000	0.1397	0.0000	I (1)

Source : Auteur

Il ressort du test que l'indice des cours des produits importés et le taux de change sont stationnaires en différence première, donc intégré d'ordre un. Par contre, le déficit extérieur, le taux de croissance économique, le taux d'inflation et le déficit public sont stationnaires en niveau, c'est-à-dire intégré d'ordre zéro.

4.3 Test de cointégration de Pesaran et al. (2001)

Après avoir testé la stationnarité des séries, il se trouvent que ces dernières ne sont pas intégrées de même ordre. Par conséquent, il est inefficace d'effectuer le test de cointégration de Engle et Granger ainsi que celui de Johansen. Cependant, pour pallier à ce problème d'intégration à des ordres différents, le test de cointégration de Pesaran et al. (2001) est adopté. L'hypothèse nulle de ce test implique la non présence d'une relation de cointégration contre l'hypothèse alternative indiquant la présence d'une relation de cointégration entre les séries. Si les statistiques F calculées sont supérieures à la valeur critique de la borne supérieure **I (1)**, on conclut l'existence d'une relation de cointégration. En revanche, si elles sont inférieures à la valeur critique de la borne inférieure **I (0)**, la non existence d'une relation de cointégration à long terme est confirmée.

Tableau 5 : test de cointégration de Pesaran et al. (2001)

ARDL optimal	F-stat	10%		5%		2,50%		1%	
		I (0)	I (1)	I (0)	I (1)	I (0)	I (1)	I (0)	I (1)
Bénin									
(2,2,1,2,3,2)	7,917***	2.26	3.35	2.62	3.79	2.96	4.18	3.41	4.68
Burkina									
(1,1,1,1,2,1)	1.393	2.26	3.35	2.62	3.79	2.96	4.18	3.41	4.68
Cote d'Ivoire									
(1,1,3,0,0,2)	1.841	2.26	3.35	2.62	3.79	2.96	4.18	3.41	4.68
Guinée-Bissau									
(1,0,0,0,0,1)	2.350	2.26	3.35	2.62	3.79	2.96	4.18	3.41	4.68
Mali									
(1,1,0,1,1,0)	7.316***	2.26	3.35	2.62	3.79	2.96	4.18	3.41	4.68
Niger									
(3,3,3,2,2,3)	3.413*	2.26	3.35	2.62	3.79	2.96	4.18	3.41	4.68
Sénégal									
(1,1,0,0,3,0)	5.301***	2.26	3.35	2.62	3.79	2.96	4.18	3.41	4.68
Togo									
(1,1,0,0,0,0)	1.868	2.26	3.35	2.62	3.79	2.96	4.18	3.41	4.68

Source : Auteur

Les tests de cointégration montrent l'existence d'une relation de long terme entre l'indice des cours des produits importés et les variables indépendantes au Bénin, au Mali, au Niger et au Sénégal, car les statistiques F calculées sont supérieures à la valeur critique de la borne supérieure **I (1)** dans ces quatre pays. Ainsi, pour ces pays, le modèle ARDL est utilisé pour évaluer la relation entre la variable dépendante et les variables indépendantes. En revanche, l'hypothèse d'existence d'une relation à long terme entre l'indice des cours des produits importés est rejetée au Burkina, en Côte d'Ivoire, en Guinée-Bissau et au Togo. Ainsi, un modèle VAR sera estimé pour chacun de ces pays.

5. Interprétations des résultats obtenus

5.1 Résultats obtenus à partir du modèle ARDL

Les résultats montrent la présence d'un mécanisme de correction d'erreur dans ces quatre pays. En effet, tous les coefficients d'ajustements sont négatifs et nettement inférieurs à **1**, en valeur absolue, avec un léger dépassement de **0,47** point pour le Niger. Ce résultat suppose, pour ces pays, que les variables ont la même tendance à long terme. La valeur estimée du coefficient du terme de correction d'erreur renseigne sur la vitesse du processus d'ajustement à l'équilibre à long terme après un choc à court terme. Au Bénin, ce coefficient est égal à **0,61**. Ainsi, **61%** des déséquilibres dues à un choc sont corrigés un an après. Autrement dit, un écart par rapport

à long terme suite à un choc de court terme est corrigé d'environ **61%** un an après. Ce coefficient est ressorti respectivement de **0,48** et **0,15** pour le Mali et le Sénégal. Le modèle à correction d'erreur est donc validé.

Tableau 6 : résultat des estimations par le modèle ARDL

	Bénin	Mali	Niger	Sénégal
Indice des cours des produits importés	Coef.			
<i>Coefficients d'ajustement</i>				
Indice des cours produits importés L1	-.6080338***	-.4808499***	-1.476963***	-.1508592*
	(.1132863)	(.1213865)	(.403247)	(.1103763)

Source : Auteur

5.1.1 Analyse à long terme

A long terme, l'effet de l'indice des cours des produits importés sur le déficit extérieur est ressorti négatif et significatif dans les quatre pays. Cependant, l'effet est plus important au Sénégal (**0,86**) comparativement au Bénin (**0,77**), au Mali (**0,13**) et au Niger (**0,08**). Une hausse des cours des matières premières renchérit les importations et dégrade la balance commerciale, toutes choses égales par ailleurs.

En outre, une relation négative et significative entre le déficit public et l'indice des cours des produits importés est notée au Bénin (**0,16**), alors qu'un effet positif et significatif est observé au Mali (**0,33**). Pour le cas du Niger et du Sénégal, l'effet se traduirait, à long terme, par une réponse positive et non significative du déficit public. Ce phénomène est confirmé, notamment par la hausse des cours denrées alimentaires, due à la crise sanitaire et à la guerre russo-ukrainienne, occasionnant des déficits publics sans précédent dans plusieurs pays.

Tableau 7 : relation à long terme par la méthode ARDL

	Bénin	Mali	Niger	Sénégal
Indice des cours des produits importés	Coef.			
Taux de change	-.0019653*	-.0020862**	-.0018679***	-.0023743
	(.0009035)	(.0008695)	(.0003789)	(.0035345)
Taux d'inflation	.039827	.0898811***	.0248514*	.1520088
	(.0265148)	(.0261744)	(.0106145)	(.143967)
Déficit public	-.162838***	.3351371***	.0534487	.3894897
	(.048423)	(.0531574)	(.0341217)	(.4374381)
Déficit extérieur	-.7700578***	-.1297205**	-.0688414***	-.8643915*
	(.1261658)	(.0482165)	(.0150271)	(.5743022)
Taux de croissance du PIB	.4266886***	-.0283406	.1442759***	-.0224854
	(.0820453)	(.0251499)	(.0358493)	(.1285783)

Source : Auteur**5.1.2 Analyse à court terme**

A court terme, les estimations par la méthode ARDL ont ressorti l'existence d'une relation positive entre de l'indice des cours des produits importés sur le déficit extérieur dans ces quatre pays. Toutefois, l'existence de relation à court terme n'est significative qu'au Bénin **(0,34)** et au Niger **(0,03)**. En effet, une hausse des cours des produits importés accentue le déficit extérieur dans ces pays.

Comme le cas du déficit extérieur, une relation positive, à court terme, entre l'indice des cours des produits importés et le déficit public est repérée. Cependant, elle n'est, toutefois, significative qu'au Bénin **(0,16)** et au Niger **(0,06)**. En revanche, une absence de relation à court terme entre le déficit public et les cours des produits importés est notée au Sénégal.

Tableau 8 : relation à court terme

Indice des cours des produits importés	Bénin	Mali	Niger	Sénégal
	Coef.			
Indice des cours des produits importés				
LD.	.8633121*** (2.005533)	-	1.119634*** (.2931556)	-
L2D.	-	-	.2713079 (.2294808)	-
Taux de change				
D1.	-.003542*** (.001041)	-.0013094* (.0006671)	.0014872 (.0011755)	-.0014043 (.0008246)
LD.	.0038364*** (.0009917)	-	.0023081* (.0010315)	-
L2D.	-	-	.0024006* (.0010387)	-
Inflation				
D1.	.0625693*** (.0099501)	-	.017096 (.0143788)	-
LD.	-	-	-.0298312** (.0118601)	-
L2D.	-	-	-.0208147** (.0077424)	-
Déficit public				
D1.	.1641633*** (.0267344)	.0659043** (.0246005)	.019166 (.0635395)	-
LD.	.166503*** (.02133)	-	-.0974982 * (.0463555)	-
Déficit extérieur				
D1.	.3380034*** (.0838252)	.0295348* (.0161583)	.0644825 (.0330851)	.0296123 (.0386578)
LD.	.1699566** (.0649654)	-	.0582087* (.0288412)	.0663527** (.0294824)
L2D.	.1552832*** (.0399416)	-	-	.0531725* (.0285994)
Taux de croissance du PIB				
D1.	-.1879988*** (.0491051)	-	-.1690519 (.0448622)	-
LD.	.1706064*** (.0391093)	-	-.1118546 (.0299009)	-
L2D.	-	-	-.0458251 (.0159701)	-
_cons	_.1984247** (.7762289)	2.005533*** (.581867)	2.770074 (.9498408)	-.0410089 (.3588452)

Source : Auteur**5.2 Tests de validité du modèle****5.2.1 Test d'autocorrélation des résidus**

Il ressort important que les erreurs du modèle soient indépendantes, car d'après les résultats des estimations, des valeurs retardées de la variable dépendante apparaissent comme des variables

explicatives dans le modèle. Au cas contraire, les estimations des paramètres ne seront pas cohérentes. Cependant, pour s'assurer l'absence d'autocorrélation des erreurs, le test de Breush et Godfrey est effectué pour les pays mis en évidence.

Tableau 9 : test d'autocorrélation des erreurs

Pays	Bénin	Mali	Niger	Sénégal
Lags(p)	1	1	1	1
Prob > chi2	0.1634	0.9851	0.4281	0.2691

Source : Auteur

Il ressort du test d'autocorrélation que toutes les probabilités sont supérieures au seuil critique de 1%, 5% et 10%. Ainsi, l'hypothèse de non autocorrélation des résidus est acceptée.

5.2.2 Test de stabilité du modèle adopté pour ces pays

Pour vérifier la stabilité du modèle ARDL, le test de CUSUM of Squares est effectué dans chaque pays. En effet, ce test est basé sur la somme cumulée du carré des résidus récurrents.

Figure 4 : test de stabilité du modèle ARDL

Figure 4 a : pour le cas du Bénin

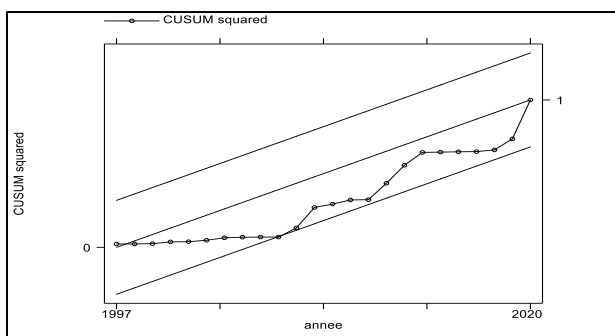


Figure 4 b : pour le cas du Mali

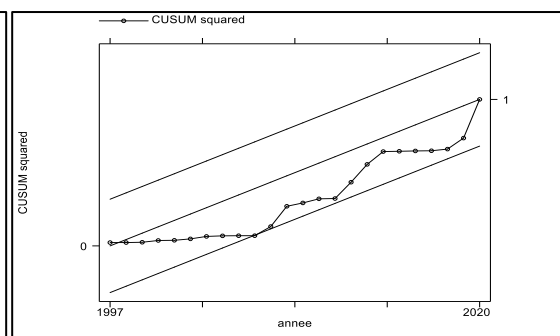


Figure 4 c : pour le cas du Niger

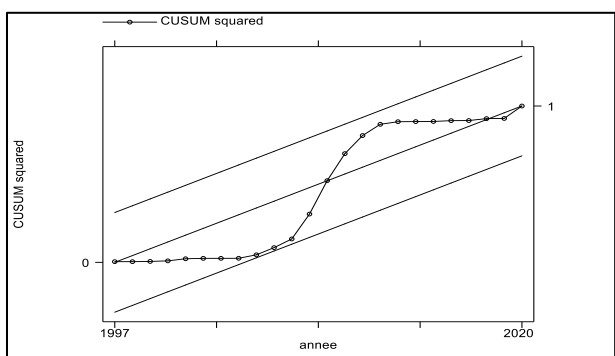
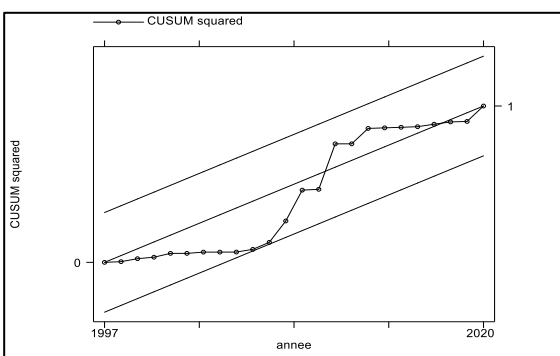


Figure 4 d : pour le cas du Sénégal



Source : Auteur

En se basant sur les graphiques, ressortis par le présent test, nous pouvons dire que le modèle estimé est globalement stable. Ce résultat confirme également la stabilité des coefficients au cours du temps. En définitive, les tests de diagnostics (test d'autocorrélation, d'hétéroscédasticité et de stabilité) ont conduit à la validation du modèle ARDL appliqué dans chacun des pays susmentionnés.

6. Dynamique du modèle VAR et interprétations

L'estimation du modèle est faite sur des données stationnaires. Sur ce point, nous analyserons les différentes réponses du déficit extérieur et du déficit public suite à un choc sur les cours des produits importés par l'UEMOA. Cependant, dans la mesure où l'interprétation des coefficients ne fournit pas d'explications avancées dans le modèle VAR, l'utilisation des fonctions de réponses impulsionnelles et de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision demeurent une nécessité.

6.1 Analyses des fonctions de réponses impulsionnelles

Pour mesurer le choc sur les cours des produits de base, il est important de transformer le processus VAR à un processus VMA (Vecteur Moyenne Mobile). La fonction de réponse impulsionnelle représente l'effet dynamique d'un choc sur les variables courantes et futures des variables endogènes.

6.1.1 Pour le cas du Burkina Faso

Un choc sur les cours des produits importés se traduit par un effet négatif sur le déficit public du Burkina. A partir de la dixième période, les effets commencent à s'estomper avant de revenir à son niveau initial. Contrairement au déficit public, le déficit extérieur réagit positivement à un choc sur l'indice des cours des produits importés. Toutefois, cet effet redevient négatif à la période suivante pour ensuite revenir à son niveau d'équilibre.

Par ailleurs, l'analyse de la dynamique des fonctions de réponses impulsionnelles révèle une réaction positive du taux d'inflation et du taux de change, dès le début d'un choc sur l'indice. A la période suivante, l'effet est devenu négatifs avant de commencer à stabiliser et de retrouver son niveau initial (**Cf. annexe 1a**).

6.1.2 Pour le cas de la Côte d'Ivoire

La fonction de réponse impulsionnelle a révélé une relation décroissante entre le déficit public et l'indice des cours des produits importés en Côte d'Ivoire. En effet, dès le début de la première période du choc et jusqu'à la sixième période, une réaction négative du déficit public est observée avant de retrouver son niveau d'équilibre (**Cf. annexe 1b**).

Par ailleurs, dès la première période du choc, l'inflation et le taux de change réagissent positivement à un choc sur les cours des produits importés. En revanche, dès le début du choc, un impact négatif est opéré pour le cas du taux de croissance économique. Toutefois, à partir de la première période et jusqu'à la troisième période, une réponse positive du PIB est notée.

6.1.3 Pour le cas de la Guinée-Bissau

Le déficit extérieur de la Guinée-Bissau réagit positivement à un choc sur les cours des produits importés, dès la première période. Cependant, à partir de la deuxième et jusqu'à la quatrième période, l'effet devient négatif, avant de retrouver son niveau initial. Contrairement au déficit extérieur, le déficit public réagit négativement à un choc sur les cours des produits importés (Cf. annexe 1c).

L'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles a, par ailleurs, révélé, dès la première période, une réaction positive de l'inflation, suite à un choc sur les cours des produits importés. En revanche, une réponse négative est observée pour le cas du taux de change et du taux de croissance économique.

6.1.4 Pour le cas du Togo

Un choc sur les cours des produits importés se traduit par un effet positif du déficit public pendant la première année. A la période suivante, l'effet devient négatif avant de s'estomper et retrouver son niveau d'équilibre (Cf. annexe 1d).

Le déficit extérieur et le taux d'inflation réagissent positivement à un choc sur les cours des produits importés. Toutefois, l'effet devient négatif à partir de la deuxième période avant de retrouver son niveau d'équilibre.

6.2 Analyses de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision

Dans la mesure où l'interprétation des coefficients ne fournit pas d'explications avancées dans le modèle VAR, l'utilisation de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision demeurent une nécessité. En effet, cette dernière s'inscrit dans la dynamique d'appréhender la contribution de l'indice des cours des produits importés sur la réalisation des déficits public et extérieur au Burkina, en Côte d'Ivoire, en Guinée-Bissau et au Togo.

6.2.1 Pour le cas du Burkina Faso

La décomposition de la variance de l'erreur de prévision montre, dès la première période, que **59%** des fluctuations du déficit extérieur sont expliquées par ses propres innovations, **22%** par l'indice des cours des produits importés, **15%** par le taux de croissance économique et **4%** par

le taux de change. Il apparait, dès lors, que le taux de change et l'indice des cours des produits importés contribuent le plus à la réalisation du déficit extérieur du Burkina.

Pour le cas du déficit public, il est noté, dès la première période, que **61%** de ces fluctuations résultent de ses propres innovations, **30%** du taux de croissance économique, **3%** du taux de change et **1%** de l'indice des cours des produits importés. De la deuxième et jusqu'à la dixième période, la contribution de ce dernier est estimée à hauteur de **4%**.

Tableau 11 : décomposition de la variance de l'erreur de prévision déficit extérieur et public du Burkina

Période	Décomposition de l'erreur de prévision du déficit extérieur						
	S.E.	TPIB	IPCI	TCHAN	SOLEXT	SOLDB	INF
1	2.452640	14.68173	22.42569	3.877654	59.01492	0.000000	0.000000
2	2.814337	11.88022	15.94658	28.17685	28.10748	0.958793	14.93007
3	3.004139	10.49090	14.13346	26.40759	26.76962	2.194714	20.00372
4	3.387068	9.641463	15.10887	25.28474	26.05161	3.060210	20.85310
5	3.469843	9.981261	14.83355	25.25505	25.68400	3.737619	20.50852
6	3.606895	9.736894	14.67252	25.51794	25.19523	4.711582	20.16584
7	3.662430	9.578978	15.09351	25.28926	24.83470	5.351850	19.85171
8	3.853766	9.565780	15.04594	25.35621	24.86504	5.343741	19.82329
9	3.962506	9.541941	15.22570	25.45087	24.73986	5.315875	19.72575
10	3.983130	9.445297	15.44104	25.37442	24.74823	5.472857	19.51816
Période	Décomposition de l'erreur de prévision du déficit public						
	S.E.	TPIB	IPCI	TCHAN	SOLEXT	SOLDB	INF
1	2.452640	30.51404	1.291720	3.288330	3.521463	61.38445	0.000000
2	2.814337	33.89757	3.682835	5.031926	2.307634	48.81434	6.265696
3	3.004139	29.31317	3.192979	4.589380	3.242387	51.66103	8.001053
4	3.387068	27.09988	3.660212	4.180459	5.489175	52.36463	7.205645
5	3.469843	28.08097	3.492442	4.195030	5.798802	51.27763	7.155130
6	3.606895	26.77382	4.817412	4.148782	8.681046	48.65257	6.926370
7	3.662430	25.75017	6.167179	4.520362	8.411590	48.51209	6.638607
8	3.853766	24.33152	5.907648	4.227416	8.529671	50.49964	6.504100
9	3.962506	24.78416	5.598391	4.343205	8.546589	50.50146	6.226200
10	3.983130	24.07869	5.480085	4.219094	8.712167	51.28991	6.220051

Source : Auteur

6.2.2 Pour le cas de la Côte d'Ivoire

La décomposition de la variance de l'erreur de prévision a montré, dès la première période, que **65%** des fluctuations du déficit extérieur sont engendrées par ses propres innovations, **15%** l'indice des cours des produits importés, **13%** le taux de change et **5%** le taux de change. Cependant, il est observé, au cours des périodes suivantes, une contribution d'ordre **46%** de l'indice des cours des produits importés à la réalisation du déficit extérieur de la Cote d'Ivoire. Par ailleurs, il ressort que **62%** des fluctuations du déficit public de l'Etat ivoirien résultent de ces propres innovations, **25%** du taux de change, **10%** du taux de croissance économique et **1%** de l'indice des cours produits importés. Toutefois, à partir de la troisième période, la

contribution de l'indice des cours des produits importés est devenue plus importante à la réalisation du déficit public, comparativement aux autres indicateurs mis en évidences, jusqu'à atteindre en moyenne **23%**.

Tableau 12 : décomposition de l'erreur de prévision du déficit extérieur et public en Côte d'Ivoire

Période	Décomposition de l'erreur de prévision du déficit extérieur						
	S.E.	TPIB	ICPI	TCHAN	SOEXT	SOLDB	INF
1	1.547649	5.179404	15.37251	13.90462	65.54346	0.000000	0.000000
2	2.227595	4.372017	23.33457	11.82726	59.57325	0.067428	0.825474
3	3.273806	3.649119	25.54764	14.43021	51.87854	3.342478	1.152008
4	4.437763	3.802515	45.58690	10.22519	37.22538	2.349798	0.810220
5	5.407359	5.430962	46.17787	9.669139	35.40007	2.497488	0.824477
6	5.527221	5.347923	44.98955	9.501026	34.70369	4.655050	0.802761
7	5.800906	5.095529	46.42899	9.260309	34.18132	4.296215	0.737639
8	6.057183	5.187336	45.64478	9.079723	34.85964	4.494804	0.733715
9	6.320542	5.179955	45.12746	8.998297	35.25180	4.543114	0.899377
10	6.396352	5.149408	45.84420	8.836606	34.85022	4.441382	0.878183
Période	Décomposition de l'erreur de prévision du déficit public						
	S.E.	TPIB	ICPI	TCHAN	SOEXT	SOLDB	INF
1	1.547649	10.44916	1.183197	25.49549	1.091528	61.78063	0.000000
2	2.227595	10.47050	3.312438	25.34967	0.926280	59.93445	0.006668
3	3.273806	8.966548	5.859245	21.94679	8.856348	53.81232	0.558745
4	4.437763	6.347754	20.20194	21.26329	10.81878	37.82726	3.540981
5	5.407359	7.034297	23.53965	20.07912	10.31276	35.67814	3.356037
6	5.527221	12.95347	21.04141	20.78190	12.31062	29.61108	3.301517
7	5.800906	11.61153	24.31180	18.13123	17.56168	25.29925	3.084495
8	6.057183	11.06125	23.03031	17.28348	21.69349	23.74753	3.183945
9	6.320542	11.04312	24.33060	17.72784	20.99221	22.84528	3.060941
10	6.396352	10.82947	23.86765	17.63769	22.18106	22.41951	3.064620

Source : Auteur

6.2.3 Pour le cas de la Guinée-Bissau

La décomposition de la variance de l'erreur de prévision a montré **17%** des fluctuations du déficit extérieur sont engendrées par ses propres innovations, **34%** du taux de change, **23%** de l'indice des cours des produits importés et **16%** du taux de croissance. Cependant, l'analyse a révélé que les fluctuations du déficit extérieur sont en grande partie expliquées par le canal du taux de change, soit une contribution de **40%**, en moyenne, au cours des périodes suivant le choc.

A court terme, l'indice contribue faiblement à la réalisation du déficit public, soit respectivement **0,4%** et **0,9%** à la première et la deuxième période. Toutefois, à la septième période, la contribution de l'indice des cours des produits importés dans l'explication des fluctuations du déficit public est évaluée à hauteur de **29%**.

Tableau 13 : décomposition de l'erreur de prévision du déficit extérieur et public en Guinée-Bissau

Période	Décomposition de l'erreur de prévision du déficit extérieur						
	S.E.	TPIB	ICPI	TCHAN	SOLEXT	SOLDB	INF
1	6.475901	16.33269	23.13878	34.15111	9.492901	16.88452	0.000000
2	7.878439	16.44859	24.68236	33.01306	9.271775	16.58422	2.16E-06
3	9.350355	13.75417	20.10694	29.83153	22.86956	12.99632	0.441475
4	10.19711	16.07878	15.13137	34.88022	21.87638	6.972890	5.060359
5	10.71592	19.26603	13.68349	36.03201	18.84735	7.606819	4.564306
6	11.39805	17.58808	12.05513	42.03943	17.48695	6.697054	4.133360
7	12.21386	17.69835	12.91751	40.31860	17.85617	7.355188	3.854178
8	12.51189	17.23965	12.50928	40.44545	17.48447	8.347420	3.973723
9	12.61005	16.67281	13.53625	40.61254	17.16732	8.070681	3.940401
10	13.15573	17.57716	13.50841	40.91951	16.42516	7.669039	3.900725
Décomposition de l'erreur de prévision du déficit public							
1	6.475901	24.97807	0.420472	34.12936	40.47210	0.000000	0.000000
2	7.878439	30.60702	0.901386	32.29676	36.08809	0.101020	0.005726
3	9.350355	38.05877	8.462618	23.60151	24.98472	0.550080	4.342311
4	10.19711	28.57197	23.54538	23.21159	19.95226	1.549543	3.169254
5	10.71592	23.84052	25.98450	21.69662	20.66548	4.888484	2.924384
6	11.39805	23.47412	27.28757	20.98754	20.09615	5.328862	2.825762
7	12.21386	22.60425	29.50168	20.27116	19.27318	5.147856	3.201874
8	12.51189	25.45371	24.86045	26.48345	16.44227	4.217968	2.542163
9	12.61005	24.96736	24.46716	26.88530	16.16488	4.657407	2.857888
10	13.15573	25.07482	24.64969	26.66233	16.12241	4.641549	2.849195

Source : Auteur

6.2.4 Pour le cas du Togo

Il est ressorti de l'analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision que **75,2%** des fluctuations du déficit extérieur de l'Union sont expliquées par ses propres innovations, **18,7%** par le taux de croissance économique, **5%** par l'indice des produits importés et **1,1%** par le taux de change réel, dès le début du choc. A partir de la huitième et jusqu'à la deuxième période, les effets de l'indice sur le déficit extérieur sont devenus plus prononcés.

Par ailleurs, dès la première période du choc, **49,4%** des fluctuations du déficit public de l'Union sont expliquées par ces propres innovations, **27%** par le taux de croissance du PIB et **16,8%** par l'indice des cours des produits importés. Au cours des périodes suivantes, l'effet devient plus important, jusqu'à atteindre **23,6%** à la septième période.

Tableau 14 : décomposition de l'erreur de prévision du déficit extérieur et public du Togo

Période	Décomposition de l'erreur de prévision du déficit extérieur						
	S.E.	TPIB	ICPI	TCHAN	SOEXT	SOLDB	INF
1	4.2743	18.70693	5.024487	1.106204	75.16238	0.000000	0.000000
2	4.843	16.52486	5.571753	2.656060	70.34630	4.785003	0.116028
3	5.1989	20.07545	5.109603	2.470456	62.56523	4.448233	5.331022
4	5.4453	20.43538	6.647679	5.600652	57.63822	4.458329	5.219740
5	5.6072	20.92625	6.765932	5.642428	54.31780	6.346983	6.000605
6	6.2717	22.12982	9.677632	5.230061	51.41245	5.932099	5.617943
7	6.3416	18.75358	14.83951	4.671578	44.56459	5.814661	11.35609
8	6.407	18.19049	17.21084	4.535374	43.18467	5.876518	11.00211
9	6.549	19.76107	17.18296	4.434692	42.15279	5.717357	10.75113
10	6.6886	19.14932	17.79879	4.376426	41.47963	5.953603	11.24224
Période	Décomposition de l'erreur de prévision du déficit public						
	S.E.	TPIB	ICPI	TCHAN	SOEXT	SOLDB	INF
1	4.274	27.09750	16.84792	2.039456	4.584558	49.43057	0.000000
2	4.843	25.41399	14.30448	1.152147	17.10830	32.50231	9.518777
3	5.198	25.43132	16.70985	4.624137	13.11496	24.72338	15.39636
4	5.444	25.37262	16.58056	5.306460	13.07165	22.66902	16.99970
5	5.607	24.74055	15.43886	4.983771	15.82322	23.19808	15.81551
6	6.271	23.16019	18.56879	3.140270	17.11683	14.76550	23.24842
7	6.341	21.01871	23.61634	4.439051	16.02340	13.92423	20.97828
8	6.407	22.99490	22.43071	4.089133	15.38191	12.79802	22.30533
9	6.549	22.65535	22.46989	4.089459	16.14113	12.60903	22.03515
10	6.688	20.25399	22.61999	4.007204	16.51473	12.34841	24.25568

Source : Auteur**6.3 Test de stabilité du modèle VAR appliqué dans ces pays**

D'après les modules de la matrice d'accompagnement, basés sur les paramètres estimés, nous concluons que le modèle VAR, appliqué au Burkina, en Côte d'Ivoire, en Guinée-Bissau et au Togo, est globalement stable. Autrement dit, d'après les graphiques associés, les racines de la matrice d'accompagnement sont à l'intérieur du cercle unité.

Figure 5 : tests de stabilité du modèle VAR

Figure 5 a : pour le cas du Burkina

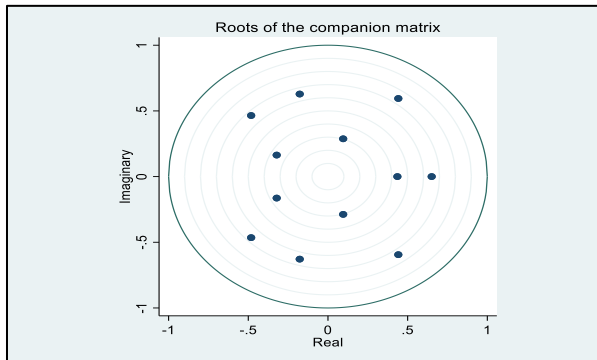


Figure 5 b : pour le cas de la Côte d'Ivoire

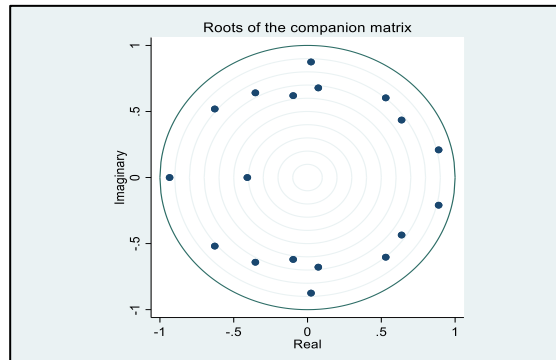


Figure 5 c : pour le cas de la Guinée-Bissau

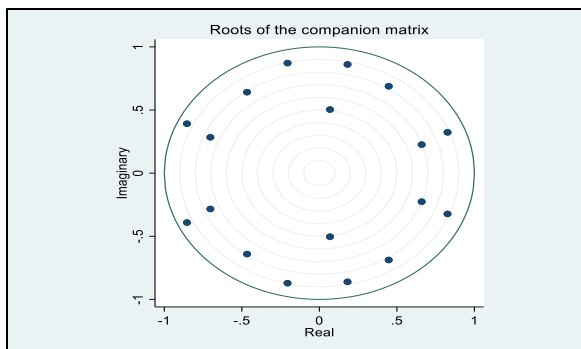
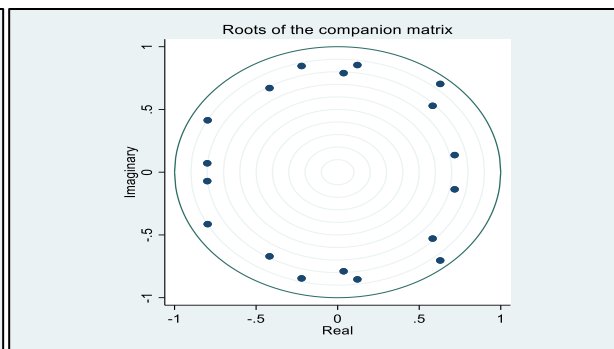


Figure 5 d : pour le cas du Togo



Source : Auteur

Conclusion et implications de politiques économiques

A long terme, l'effet de l'indice des cours des produits importés sur le déficit extérieur est ressorti négatif et significatif dans les quatre pays. Cependant, l'effet est plus important au Sénégal (**0,86**) comparativement au Bénin (**0,77**), au Mali (**0,13**) et au Niger (**0,08**). En outre, une relation négative et significative entre le déficit public et l'indice des cours des produits importés est notée au Bénin (**0,16**), alors qu'un effet positif et significatif est observé au Mali (**0,33**). Pour le cas du Niger et du Sénégal, l'effet se traduirait, à long terme, par une réponse positive et non significative du déficit public.

A court terme, les estimations par la méthode ARDL ont ressorti l'existence d'une relation positive entre l'indice des cours des produits importés et le déficit extérieur dans ces quatre pays. Toutefois, l'existence de relation à court terme n'est significative qu'au Bénin (**0,34**) et au Niger (**0,03**). Comme le cas du déficit extérieur, une relation positive, à court terme, entre l'indice des cours des produits importés et le déficit public est repérée. Toutefois, elle n'est significative qu'au Bénin (**0,16**) et au Niger (**0,06**).

Le modèle VAR, par le biais de l'analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision, a montré la contribution significative de l'indice des cours des produits importés dans l'explication des déficits public et extérieur de l'Union, en particulier au Burkina, en Côte d'Ivoire, en Guinée-Bissau et au Togo.

Cependant, force est de constater que les autres variables mise en évidence tels que le taux de croissance économique, le taux de change et l'inflation subissent également l'effet d'un choc sur les cours des produits importés. Il est clair que la volatilité à court terme aussi bien que les fluctuations tendancielle à long terme des cours des produits de base posent de grand problème à de nombreux pays en développement, en particulier ceux de l'UEMOA.

Ainsi, pour pallier les effets directs ou indirects des chocs sur les cours des matières premières, les Autorités de l'Union devraient entretenir les mesures suivantes :

- ✓ le partage de stockage d'approvisionnement des biens entre les pays de l'Union. En cas de conjoncture, les pays suffisamment dotés de stocks peuvent vendre aux autres, pour atténuer les risques inflationnistes et réduire les déficits (budgétaire et extérieur)
- ✓ au niveau national, les Etats doivent se doter d'un dispositif institutionnel tel qu'un office de commercialisation des produits agricoles de façon à contrôler l'offre et donc à réduire le potentiel de fluctuation des prix ;
- ✓ l'adoption d'une stratégie d'industrialisation par substitution aux importations consistant à sortir de la dépendance des achats à l'étranger de biens transformés en les produisant à l'intérieur de pays.
- ✓ il faut également développer les infrastructures avec des projets intégrateurs et s'assurer de l'application intégrale de la libre circulation des biens et des personnes.

Bibliographies :

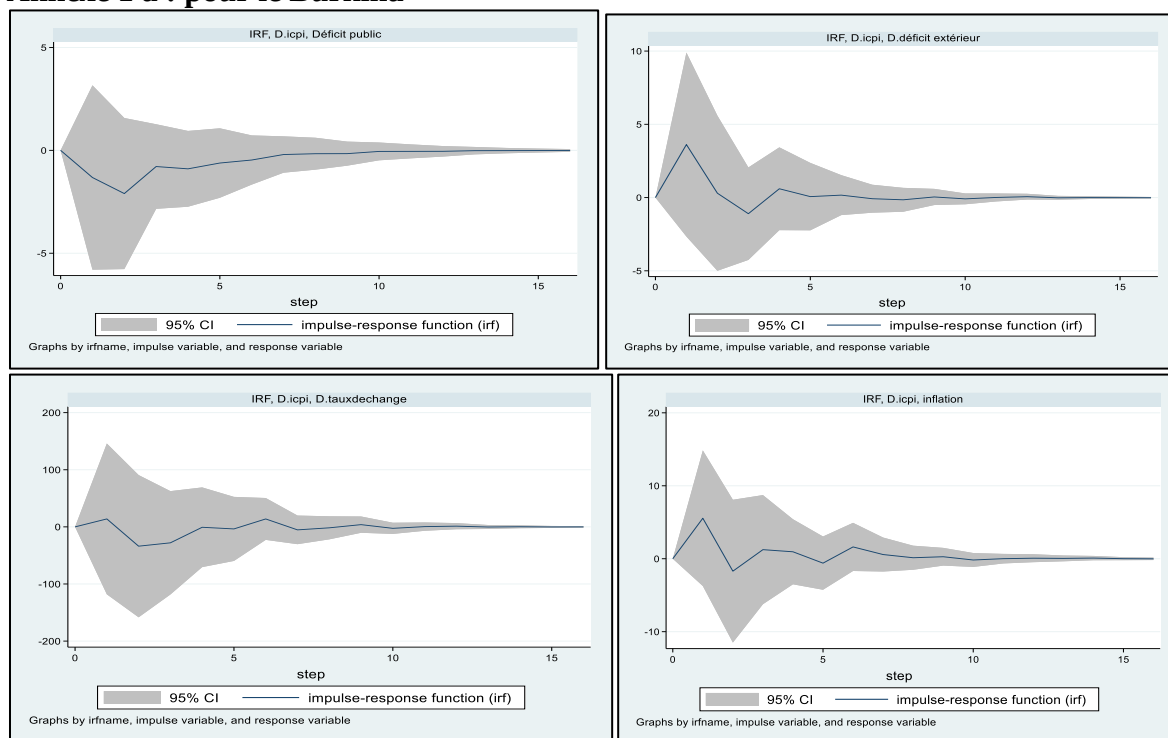
- Arezki, R. & Ismail, K.** (2013). Boom–bust cycle, asymmetrical fiscal response and the Dutch disease. *Journal of Development Economics*, 101, 256-267.
- Bangara, B. C. & Dunne, J. P.** (2018). Macroeconomic Effects of Commodity Price Shocks in a Low-income Economy: The Case of Tobacco in Malawi. *South African Journal of Economics*, 86(1), 53-75.
- Bejarano, J. Hamann, F. Mendoza, E. G. & Rodriguez, D.** (2016). Commodity Price Beliefs, Financial Frictions and Business Cycles. In BIS Conference Paper” The Commodity Cycle: Macroeconomic and Financial Stability Implications.
- Bakas, D., & Triantafyllou, A.** (2018). The impact of uncertainty shocks on the volatility of

- commodity prices. *Journal of International Money and Finance*, 87, 96-111.
- Bjørnland HC & Thorsrud LA.** (2019). Prix des matières premières et conception de la politique budgétaire : procyclique malgré une règle.
- Bleaney, M. & Halland, H.** (2016). Do resource-rich countries suffer from a lack of fiscal discipline? *World Bank Policy Research Working Paper*, (7552).
- Bova E, Medas P & Poghosyan T.** (2018). La stabilité macroéconomique dans les pays riches en ressources : le rôle de la politique budgétaire. *J Bank Financial Econ* 1(9) :103-122
- Boyer R.** (2012). Comment les théories économiques expliquent-elles les crises ?”, *Problèmes économiques*, Hors-série numéro 2, november.
- Böwer, U., Geis, A., & Winkler, A.** (2007). Commodity price fluctuations and their impact on monetary and fiscal policies in Western and Central Africa. *ECB Occasional Paper*, (60)..
- Céspedes, L. F. & Velasco, A.** (2014). Was this time different? Fiscal policy in commodity republics. *Journal of Development Economics*, 106, 92-106.
- De Meo, E.** (2013). Are commodity prices driven by fundamentals? *Economic Notes*, 42(1), 19-46.
- Destais C.** (2012). Une brève histoire des crises financières dans les pays émergents (1982-2002)”, *Problèmes économiques*, Hors-série numéro 2, november.
- Ezeaku, H. C., Asongu, S. A., & Nnanna, J.** (2021). Volatility of international commodity prices in times of COVID-19: Effects of oil supply and global demand shocks. *The extractive industries and society*, 8(1), 257-270.
- Gangelhoff, G.** (2015). The end of the commodity super-cycle? Implications for USAID presence countries. *Economics Brief*, USAID.
- Gruss, B.** (2014). After the boom—commodity prices and economic growth in Latin America and the Caribbean. *International Monetary Fund*.
- Helbling T., Mercer-Blackman V. & Cheng K.** (2008). Boom de matières premières : vague, *Finance et Développement*, mars.
- International Monetary Fund.** (2016). Sub-Saharan Africa: Time for a policy reset, *Regional Economic Outlook*, april.
- Kamber, G., Nodari, G., & Wong, B.** (2016). The impact of commodity price movements on the New Zealand economy (No. AN2016/05). *Reserve Bank of New Zealand*.
- Kaminsky, G. L.** (2010). Terms of trade shocks and fiscal cycles (No. w15780). *National Bureau of Economic Research*.

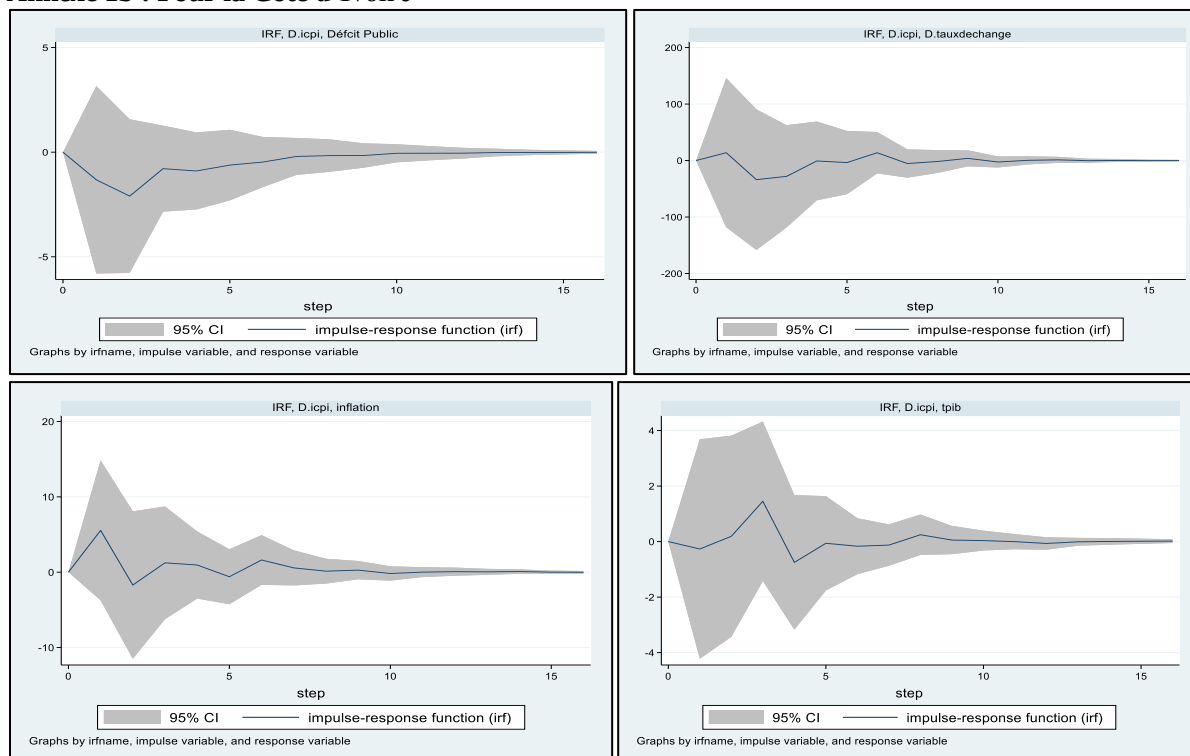
- Khan, M. S., & Knight, M. D.** (1983). Determinants of current account balances of non-oil developing countries in the 1970s: an empirical analysis. *Staff Papers*, 30(4), 819-842.
- Kumah, F. Y., & Matovu, J.** (2005). Commodity Price Shocks and the Odds on Fiscal Performance: a Structural VAR Approach.
- Kose, M. A., & Riezman, R.** (2001). Trade shocks and macroeconomic fluctuations in Africa. *Journal of development Economics*, 65(1), 55-80.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y.** (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 115(1), 53-74.
- Murphy PL, Villafuerte M & Ossowski R** (2010). Riding the roller coaster : Politiques fiscales des exportateurs de ressources non renouvelables en Amérique latine et dans les Caraïbes. Fonds monétaire international, Washington, DC
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J.** (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
- Pinshi, C.** (2018). Les effets macroéconomiques de la chute des cours des produits de base: Evaluation sur la République démocratique du Congo. *International Journal of Innovation and Applied Studies*, 24, 167-180.
- Shousha, S.** (2016). Macroeconomic effects of commodity booms and busts: The role of financial frictions. Unpublished manuscript.
- Sinnott, E.** (2009, September). Commodity prices and fiscal policy in Latin America and the Caribbean. In workshop on Myths and Realities of Commodity Dependence: Policy Challenges and Opportunities for Latin America and the Caribbean, World Bank (pp. 17-18).
- Vespignani, J., Kumar Majumder, M., & Raghavan, M.** (2021). Impact of Commodity Price Volatility on External Debt: The Role of Exchange Rate Regimes (No. hal-03106698).

Annexe 1 : analyses des fonctions de réponses impulsives des indicateurs macroéconomiques suite à un choc sur l'indice des cours des produits importés

Annexe 1 a : pour le Burkina

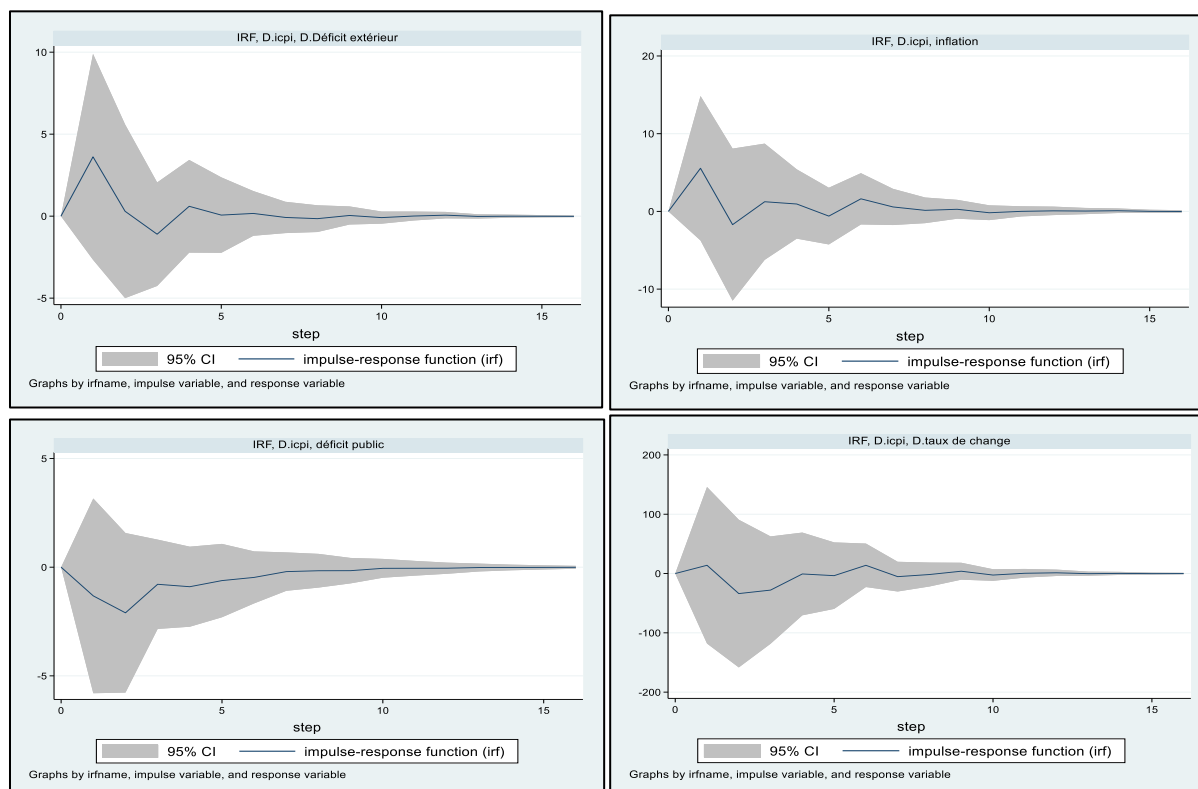


Annexe 1b : Pour la Côte d'Ivoire

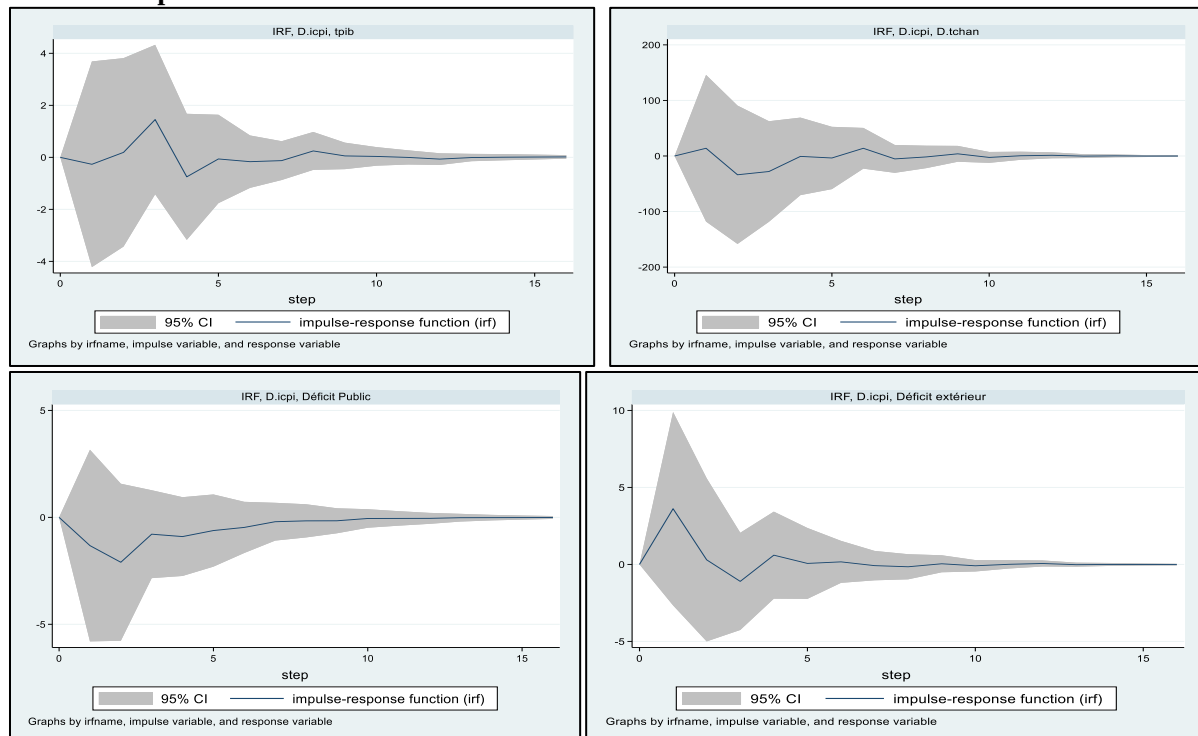


Source : Auteur

Annexe 1c : pour le Togo



Annexe 1d : pour la Guinée-Bissau



Source : Auteur

Annexe 2 : poids des principaux produits alimentaires sur les importations totales

	Part des produits dans les importations totales dans l'Union				
	Riz	Maïs	Sucre	Soja	Blé
1990	0,49	0,02	0,09	0,00	0,39
1991	0,57	0,03	0,08	0,00	0,31
1992	0,58	0,02	0,06	0,01	0,33
1993	0,63	0,02	0,07	0,02	0,26
1994	0,54	0,01	0,11	0,02	0,31
1995	0,55	0,02	0,10	0,02	0,31
1996	0,58	0,02	0,13	0,02	0,25
1997	0,56	0,04	0,12	0,03	0,25
1998	0,52	0,07	0,12	0,04	0,25
1999	0,53	0,03	0,15	0,05	0,25
2000	0,53	0,05	0,11	0,04	0,28
2001	0,42	0,06	0,13	0,04	0,35
2002	0,46	0,07	0,13	0,02	0,32
2003	0,46	0,05	0,15	0,04	0,29
2004	0,51	0,06	0,11	0,03	0,28
2005	0,53	0,06	0,13	0,02	0,25
2006	0,54	0,04	0,13	0,03	0,26
2007	0,53	0,05	0,12	0,03	0,27
2008	0,57	0,05	0,11	0,03	0,24
2009	0,52	0,05	0,11	0,02	0,30
2010	0,44	0,05	0,15	0,02	0,34
2011	0,56	0,03	0,12	0,01	0,28
2012	0,54	0,05	0,11	0,01	0,28
2013	0,47	0,05	0,12	0,01	0,35
2014	0,36	0,08	0,14	0,01	0,41
2015	0,40	0,07	0,14	0,01	0,39
2016	0,41	0,06	0,13	0,01	0,39
2017	0,43	0,06	0,15	0,01	0,35
2018	0,48	0,08	0,14	0,00	0,31
2019	0,49	0,07	0,13	0,00	0,31
2020	0,43	0,06	0,16	0,01	0,34

Source : Auteur