



Munich Personal RePEc Archive

Interaction between economic growth, inflation and exchange rate in Kenya

Nansha, Kevin

Université Protestante au Congo

18 August 2021

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/109299/>
MPRA Paper No. 109299, posted 22 Aug 2021 11:44 UTC

Interaction entre la croissance économique, l'inflation et le taux de change au Kenya¹

Kevin Nansha M.²

Résumé

La problématique de l'interaction entre la croissance économique, l'inflation et le taux de change dans le contexte kenyan a fait l'objet de la présente étude. Pour y répondre, les modèles SVAR et ARDL (de cointégration aux bornes) ont été utilisés. Sur des séries chronologiques portant sur l'économie kenyane (1960 à 2020), le test de causalité au sens de Granger a montré qu'aucune des variables sous étude n'améliore significativement les prévisions des autres. Toutefois, le modèle SVAR a attesté qu'avec des restrictions théoriques à court terme, une dépréciation significative de la monnaie locale kenyane de 10% causerait une augmentation du taux d'inflation kenyan de 7,38%. Les fonctions de réponses impulsionnelles ont indiqué que le taux de change et le taux d'inflation kenyans réagiraient positivement à des chocs endogènes et exogènes mais négativement à des innovations du secteur réel. Par contre, la croissance économique du Kenya donnerait une réponse impulsionnelle négative en cas de chocs exogènes et positive en cas d'innovations endogènes. Le modèle ARDL de cointégration aux bornes a débouché sur une conclusion controversée. A court terme, une appréciation de la monnaie locale kenyane de 10% entraînerait une augmentation de 15,18% du taux d'inflation kenyan. Cependant, à long terme, un accroissement de 10% du taux de change favoriserait une faible hausse de 7,01% du taux d'inflation au Kenya. En outre, une baisse de 10% des valeurs passées (décalées d'une période) du taux d'inflation causerait son accroissement au temps « t » de l'ordre de 4,62%.

Mots clés : croissance économique, inflation, taux de change, SVAR, ARDL, Kenya

Classification JEL : E01, E31, F62, C22, O55

Abstract

(Interaction between economic growth, inflation and exchange rate in Kenya) The issue of the interaction between economic growth, inflation and exchange rate in Kenya, has been the subject of this paper. So, SVAR and ARDL (with bounds test cointegration) models have been used in this study. On time series covering the kenyan economy (1960 to 2020), the Granger causality test has shown that no variable in our study, significantly improves the forecasts of the others. However, the SVAR model has indicated that with theoretical short-term restrictions, a significant depreciation of the kenyan local currency by 10% would cause the kenyan inflation rate to increase by 7.38%. Impulse response functions have shown that exchange rate and inflation rate of Kenya would respond positively to endogenous and exogenous shocks but negatively to real sector ones. Kenya's economic growth would have a negative impulse response in the event of exogenous shocks and positive in the event of endogenous ones. The ARDL model with bounds test cointegration came to a controversial conclusion. In the short run, an appreciation of the kenyan local currency by 10% would lead to a 15.18% increase in the kenyan inflation rate. In the long run, however, a 10% increase in the exchange rate would lead to a small 7.01% increase in the inflation rate in Kenya. In addition, a 10% decrease in past values (lagged by one period) of the inflation rate would cause it to increase by 4.62 % at time "t".

Keywords: economic growth, inflation, exchange rate, SVAR, ARDL, Kenya

JEL Classification : E01, E31, F62, C22, O55

¹ Les opinions exprimées dans ce travail sont propres à leur auteur et n'engagent nullement son institution d'affiliation.

² Etudiant à la Faculté d'Administration des Affaires et Sciences Economiques (FASE), Option : Economie Mathématique, Université Protestante au Congo, Kinshasa, RDC, Août 2021. Email : Kevinnansha1@gmail.com

Introduction

Parmi les quatre objectifs d'une économie présentés par le moyen du célèbre carré magique de Nicolas Kaldor figurent la croissance économique et la stabilité des prix (Couto & Teixeira, 2014). Ces objectifs bien que contradictoires sont des indicateurs de l'efficacité d'une politique économique qui a pour but principal « l'amélioration du bien-être d'une population ». La croissance économique d'une nation est très souvent évaluée par le taux d'accroissement de son Produit Intérieur Brut (PIB). Quant à lui, le taux d'inflation permet de mesurer le degré de variation du niveau général des prix. Or, suite au phénomène de mondialisation qui ébranle un bon nombre d'économies actuelles, le taux de change devient une variable macroéconomique incontournable (Morina, Hysa, Ergun, et al., 2020).

L'interaction entre la croissance économique, l'inflation et le taux de change a déjà fait l'objet d'études antérieures. Dans les lignes qui suivent, sont présentés les résultats et la méthodologie de trois récentes recherches tout en indiquant la ligne démarcation entre elles et le présent travail.

Kamran, Theng et Imran (2019) ont orienté leur étude vers l'effet des variables macroéconomiques sur le taux de change en se servant d'un modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL) et d'un test de cointégration aux bornes appliqués sur des données de l'économie chinoise de 1980 à 2017. De cette recherche a été dégagée la conclusion selon laquelle la croissance économique exerce un effet positif sur le taux de change alors que l'inflation a une influence négative sur la même variable.

Hoang, Nguyen et Minh (2020) se sont penchés sur le contexte vietnamien. A l'aide d'un modèle Vectoriel Autorégressif (VAR) portant sur la période allant de 2005 à 2018, cette étude a permis d'analyser les réponses de l'inflation et de la croissance économique aux impulsions (chocs) provenant de la dynamique du taux de change. Les résultats de l'étude ont attesté que le taux de change exerce des effets significatifs sur la croissance économique et l'inflation.

Rabhi (2020) s'est proposé d'étudier la contribution du taux de change à la croissance économique du Maroc (1988-2016). A l'aide d'un modèle ARDL de cointégration aux bornes, il s'est avéré qu'une appréciation (surévaluation) du taux de change réel et une hausse du taux d'inflation peuvent exercer un effet négatif sur la croissance économique à court terme. Mais à long terme, les variations du taux de change n'ont pas d'effets significatifs alors que ce n'était pas le cas pour le taux d'inflation.

Contrairement aux trois travaux cités ci-haut et à bien d'autres, le présent se penche sur la problématique de l'interaction entre la croissance économique, l'inflation et le taux de change dans le contexte kenyan de 1960 à 2020 à l'aide d'un VAR Structurel (SVAR) et d'un modèle ARDL (de cointégration aux bornes).

I. Revue de la littérature

1.1. Revue théorique

1.1.1. Lien entre la croissance économique et l'inflation

La relation entre ces deux variables macroéconomiques relève à la fois du courant monétariste et néoclassique. Primo, selon la théorie Friedmanienne, la variation de l'offre de monnaie est le déterminant principal de la croissance économique. De ce fait, l'inflation survient lorsque l'offre de monnaie croît plus vite que le revenu national (Sattarov, 2011). Cette idée ressort de l'équation quantitative de la monnaie à travers laquelle l'on peut dériver une relation entre lesdites variables de la manière suivante :

$$M\bar{V} = PY \quad (1)$$

$$V\Delta M = Y\Delta P + P\Delta Y \quad (2)$$

$$\frac{V\Delta M}{M\bar{V}} = \frac{Y\Delta P}{M\bar{V}} + \frac{P\Delta Y}{M\bar{V}} \quad (3)$$

$$\frac{\Delta M}{M} = \frac{Y\Delta P}{PY} + \frac{P\Delta Y}{PY} \quad (4)$$

$$\frac{\Delta M}{M} = \frac{\Delta P}{P} + \frac{\Delta Y}{Y} \quad (5)$$

$$g_m = \pi + g_y \quad (6)$$

$$g_y = g_m - \pi \quad (7)$$

Secundo, la théorie néoclassique, plus précisément le modèle de Solow, explique que la croissance économique peut être le fait d'une hausse de la productivité marginale du capital. Or, une variation positive du taux d'inflation augmenterait les prix des biens consommés et, par effet-substitution, les agents économiques préféreront le loisir au travail. Par conséquent, une hausse généralisée du niveau prix ralentirait le niveau d'investissements et ferait baisser le taux de croissance économique (Sattarov, 2011). Cette hypothèse n'est vérifiable que si et seulement si la relation suivante existe :

$$g_y = \theta f'(k, l)i$$

où g_y est le taux de croissance économique, $f(k, l)$ la productivité marginale du capital et i le taux d'intérêt.

Par contre, Mundell (1963) et Tobin (1965) ont souligné qu'un accroissement du taux d'intérêt nominal induit par l'inflation rendrait les investissements préférables à la consommation si bien que cela causerait une meilleure accumulation du capital qui, par ricochet, mènerait à la croissance économique.

1.1.2. Lien entre la croissance économique et le taux de change

Deux théories majeures reviennent sur la relation entre ces deux variables. La première est celle de Balassa-Samuelson (1964) et la seconde est celle de Medina-Smith (2001). L'élément fondamental qui sous-tend l'hypothèse de Balassa-Samuelson est l'existence d'une corrélation positive présumée entre la croissance économique et le taux de change réel. Ladite hypothèse implique que les pays à croissance économique rapide connaissent très vite une appréciation du taux de change réel tandis que l'effet est inverse dans les Pays Moins Avancés (PMA) (Sibanda, 2012).

La théorie de Medina-Smith part de l'hypothèse selon laquelle l'expansion des exportations est un facteur déterminant de la croissance économique à long terme. De ce point de vue découle l'idée selon laquelle la productivité marginale des facteurs n'est pas l'unique clé menant à l'accroissement des richesses d'une nation (Sibanda, 2012).

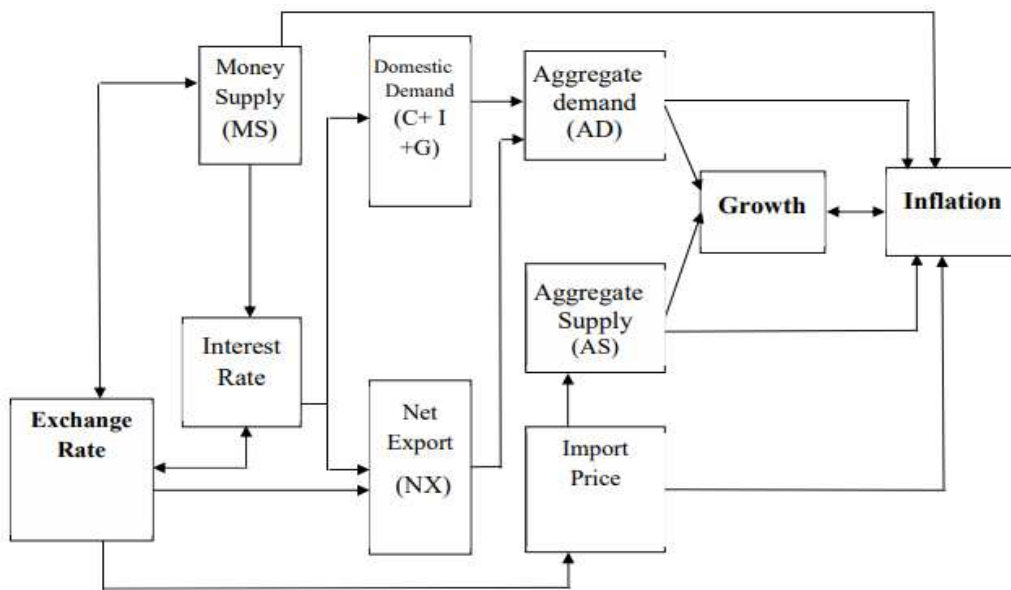
1.1.3. Lien entre l'inflation et le taux de change

La relation entre les deux variables a été bien analysée par Barrow et Gordon (1976). Dans cette étude pionnière, ces derniers soulignent que l'adoption d'un régime de change fixe accorderait plus de crédibilité à l'autorité monétaire et lui permettrait de mieux juguler le taux d'inflation. Plus tard, d'autres chercheurs comme Giovannini (1989), Velasco (1996) et Dornbusch (2001) sont revenus sur la même idée (Sen, Kaya, Kaptan et al., 2019).

1.1.4. Interaction croissance économique, inflation et taux de change

Le taux de change affecte indirectement l'inflation à travers les mécanismes des exportations nettes, de la balance de paiements et du prix des biens importés. En outre, le taux de change exerce un effet indirect sur la croissance économique par le truchement du capital, de la masse monétaire et de la demande agrégée (Hoang, Nguyen, & Minh, 2020). Cependant, il existe une relation de causalité bidirectionnelle entre la croissance économique et le taux d'inflation. Le schéma de transmission d'effets entre ces trois variables peut être représenté comme sur la figure 1.

Figure 1 : Schéma d'interaction entre le taux de change, la croissance économique et l'inflation



Source : Hoang, Nguyen et Minh (2020), p.1052

1.2. Revue empirique

1.2.1. Interaction entre la croissance économique, l'inflation et le taux de change : Cas du Vietnam
 Hoang, Nguyen et Minh (2020) se sont penchés sur le contexte vietnamien. A l'aide d'un modèle Vectoriel Autorégressif (VAR) portant sur la période allant de 2005 à 2018, cette étude a permis d'analyser les réponses de l'inflation et de la croissance économique suite aux impulsions (chocs) provenant de la dynamique du taux de change. Les résultats du test de Granger, de l'analyse des réponses impulsionnelles et de la décomposition de la variance ont montré qu'il existe certains effets du taux de change sur les exportations, les importations, la masse monétaire, la production et les prix dans l'économie vietnamienne. Les études ont également indiqué que la persistance de l'inflation passée explique l'essentiel de la variation de l'inflation au temps « t ». Viennent ensuite les importations et les exportations qui peuvent expliquer la variabilité de la croissance. Par ailleurs, *les résultats de l'étude ont attesté que le taux de change exerce des effets significatifs sur la croissance économique et l'inflation.*

1.2.2. Interaction entre la croissance économique, l'inflation et le taux de change : Cas du Maroc
 Au Maroc, Rabhi (2020) s'est proposé d'étudier les effets du taux de change sur la croissance économique du Maroc (1988-2016). A l'aide d'un modèle ARDL de cointégration aux bornes, *il s'est avéré qu'une appréciation (surévaluation) du taux de change réel et une hausse du taux d'inflation peuvent exercer un effet négatif sur la croissance économique à court terme. Mais à long terme, les variations du taux de change n'ont pas d'effets significatifs.*

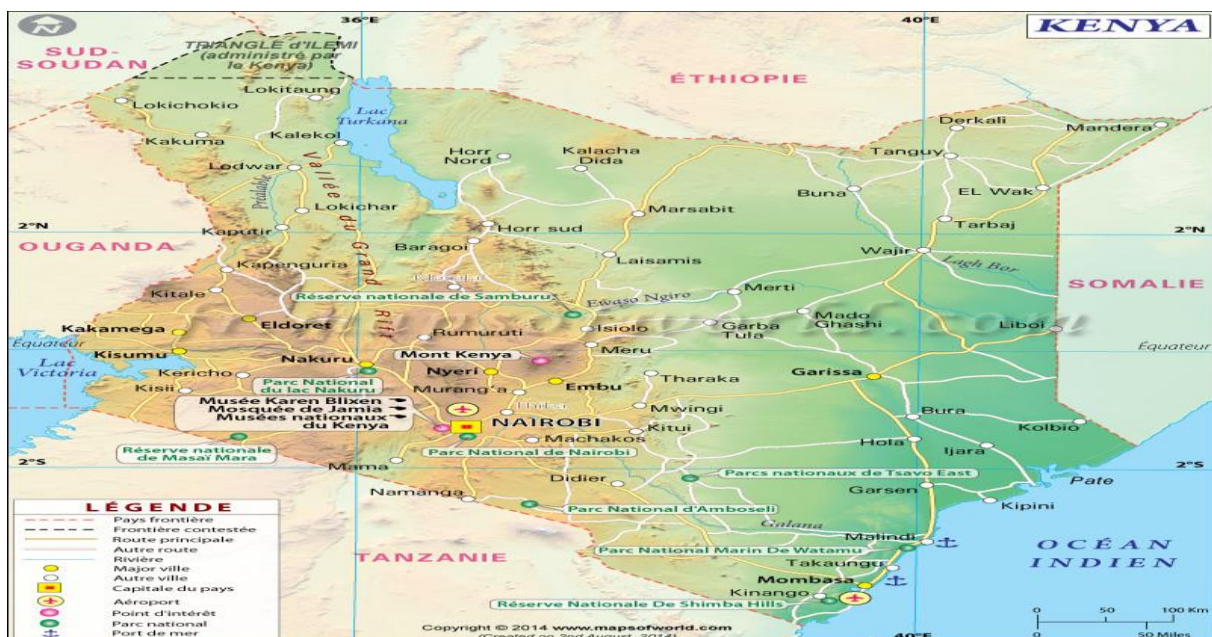
1.2.3. Interaction croissance économique, inflation et taux de change : Cas de la Chine

Kamran, Theng et Imran (2019) ont orienté leur étude vers l'effet des variables macroéconomiques sur le taux de change en se servant d'un modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL) et d'un test de cointégration aux bornes appliqués sur des données de l'économie chinoise de 1980 à 2017. De cette recherche a été dégagée la conclusion selon laquelle la croissance économique exerce un effet positif sur le taux de change alors que l'inflation a une influence négative sur la même variable.

II. Analyse empirique au Kenya

2.1. Brève présentation du Kenya

Figure 2 : Carte du Kenya



Source : mapsoworld (2014)

Pays limitrophe du Soudan du Sud au Nord-Ouest, de l'Éthiopie au Nord, de la Somalie à l'Est, de l'Ouganda à l'Ouest et de la Tanzanie au Sud-Ouest, la République du Kenya est un pays d'Afrique de l'Est. Situé au niveau de l'équateur, ce pays est soumis à un climat chaud où les températures varient peu au cours de l'année. Emise par la Banque Centrale du Kenya, la monnaie locale kenyane est le Shilling Kenyan (KES). En 2010, le PIB nominal kenyan était de 32.417 millions d'USD. Quant à la balance commerciale de cette économie, elle était déficitaire en 2011. En outre, en termes d'Indice de Performance Environnementale (IPE), en 2011, ce pays était classé à la 108^{ème} place. D'un point de vue démographique, le Kenya a une superficie de près de 580.000 Km² pour une population évaluée à 52,57 millions d'habitants (2019). Les personnes âgées de moins de 15 ans représentaient 42,2% de la population totale en 2012. Par ailleurs, déjà en 2010, le taux d'alphabétisation de ce pays était de 88%.

2.2. Statistiques descriptives, analyse graphique et test de stationnarité

Tableau 1 : Description et sources de variables

Variables	Définition	Source
g_{Y_t}	Taux de croissance économique	Banque Mondiale, 2021
E_t	Taux de change nominal	Banque Mondiale, 2021
Inf_t	Taux d'inflation	Banque Mondiale, 2021

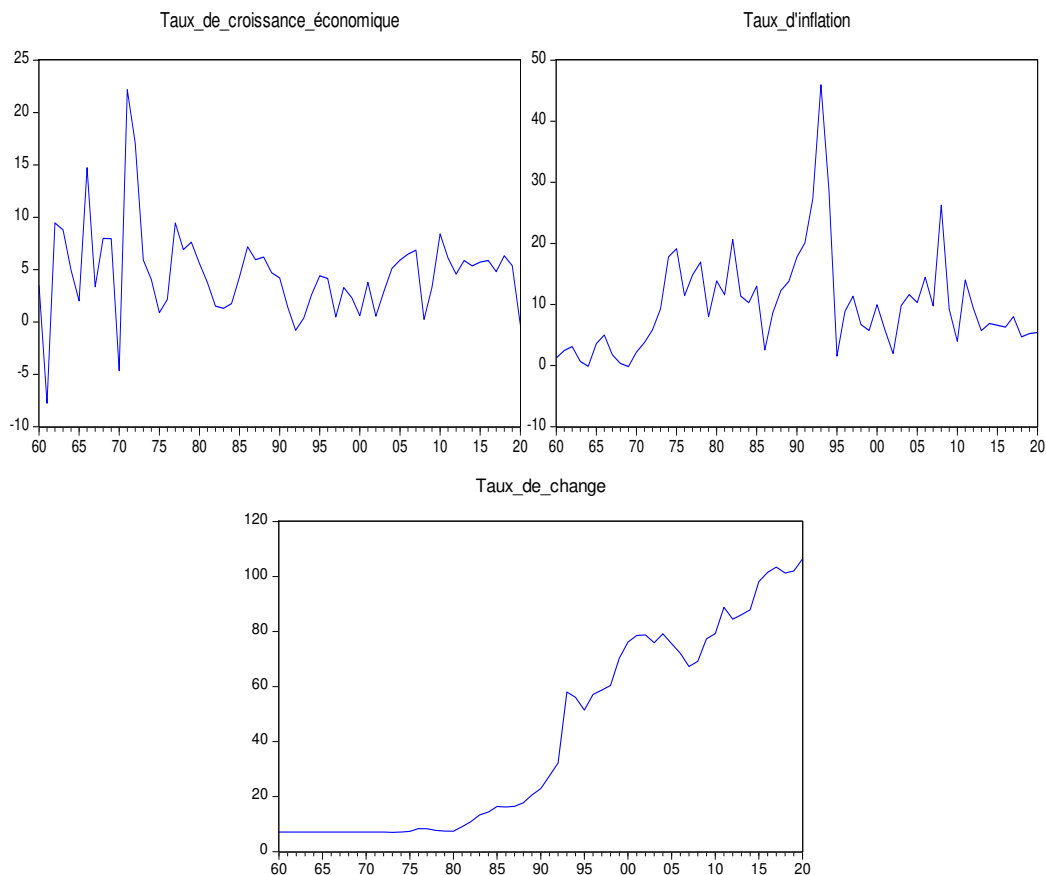
Elaboré par l'auteur

Tableau 2 : Statistiques descriptives

Variables	g_{Y_t}	Inf_t	E_t
Moyenne	4.672865	9.913573	42.17959
Médiane	4.563209	8.864087	22.91477
Maximum	22.17389	45.97888	106.4508
Minimum	-7.774635	-0.171501	7.001192
Ecart-type	4.439010	8.190075	35.82570
Jarque-Bera	54.89877	94.42924	7.116137
P-Value	0.000000	0.000000	0.028494
Observations	61	61	61

Résultats issus du logiciel EViews 10

Figure 3 : Dynamique historique des variables macroéconomiques de l'étude



Graphiques issus du logiciel EViews 10

En observant le **Tableau 2**, l'hypothèse de normalité des variables étant rejetée au seuil de 5%, la médiane est un meilleur indicateur de tendance centrale. Les minima, maxima et les écart-types permettent d'avoir une idée sur la dispersion de chaque variable. En cotation au certain, le taux de change (E_t) kenyan varie entre 0,07 USD pour 1 Shilling Kenyan et 1,0645 USD pour 1 Shilling Kenyan avec une médiane de 0,2291 USD pour 1 Shilling Kenyan et un écart-type de 1 Shilling Kenyan pour 0,3582 USD. Le taux de croissance économique (g_{y_t}) médian du Kenya est de 4,56 % avec une déviation standard de 4,44% ; le maximum étant de 22,17% et le minimum est de -7,77%. Le taux d'inflation le plus élevé au Kenya de 1960 à 2020 est de 45,97% contre le plus bas qui est de -0,17% avec une médiane de 8,86% et un écart-type de 8,19%.

La **Figure 3** présente la dynamique historique du taux de croissance économique, du taux d'inflation et du taux de change du Kenya. Dans son évolution temporelle, la première variable a connu plusieurs points de retournements (18 pics et 16 creux) sachant qu'elle a atteint son point maximum entre les années 1970 et 1975 et son minimum durant les années 1960-1965.

Quant au taux d'inflation, son niveau le plus élevé est celui ayant prévalu entre 1990 et 1995. Cependant, il a également connu plusieurs fluctuations baissières et haussières. Le taux de change était relativement stable de 1960 à 1975. Puis, cette variable a connu de nombreuses variations erratiques jusqu'au point où la monnaie locale kenyane a atteint son plus haut niveau d'appréciation entre 2015 et 2020.

Au regard des éléments du **Tableau 3**, en niveau, le taux de croissance économique et le taux d'inflation du Kenya sont stationnaires (stables dans le temps). Par contre, il n'est pas de même pour le taux de change nominal qui comporte une racine unitaire, d'où la raison de son intégration d'ordre 1.

Tableau 3 : Test de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmenté

Variable s	En niveau		En différence première	
	Processus	P-Value	Processus	P-value
g_{y_t}	S (avec constante)	0,0000	-	-
π_t	S (avec constante)	0,0046	-	-
E_t	DS (sans dérive)	0,9977	S (sans constante)	0,0000

Résultat issus de EViews 10

Note : S et DS signifient respectivement stationnaire et tendance stochastique.

2.3. Modélisation SVAR

La représentation VAR est a-théorique. Toutes les variables du modèle ont a priori le même statut (Bosonga, 2019). Pour pallier à cette limite, le modèle Structurel VAR est théorique, permet de saisir les réponses des variables du système aux chocs structurels identifiés et favorise les simulations des effets de politiques économiques (Kibala, 2018). Pour estimer un modèle SVAR classique, l'on fait souvent recours à la méthode de Moindres Carrés Ordinaires (MCO) équation par équation.

Tableau 4 : Détermination de l'ordre de décalage optimal

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-501.7831	NA	18809.75	18.35575	18.46524*	18.39809
1	-487.8199	25.89537*	15715.62*	18.17527*	18.61323	18.34463*
2	-483.7480	7.107365	18863.90	18.35447	19.12091	18.65086
3	-480.6272	5.106836	23550.31	18.56826	19.66317	18.99167
4	-474.3913	9.523845	26435.84	18.66877	20.09216	19.21921
5	-471.2905	4.397552	33575.72	18.88329	20.63514	19.56075

Résultats issus du logiciel Eviews 10

Note : « * » indique la valeur minimale d'un des critères d'information.

L'ordre de décalage 1 minimise 4 critères d'information sur 5, il s'agit donc du nombre de décalages optimal. Le modèle SVAR (1) à utiliser peut donc être spécifié de la manière suivante :

$$\begin{pmatrix} 1 & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & 1 & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} E_t \\ \pi_t \\ g_{Y_t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \\ \beta_{30} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} E_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ g_{Y_{t-1}} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t^{E_t} \\ u_t^{\pi_t} \\ u_t^{g_{Y_t}} \end{pmatrix} \quad (1)$$

Tableau 5 : Test de Causalité au sens de Granger

Hypothèse nulle	Obs	F-Statistic	Prob.
g_{Y_t} ne cause pas E_t	58	1.48937	0.2348
E_t ne cause pas g_{Y_t}		0.53768	0.5873
π_t ne cause pas E_t	58	0.29698	0.7443
E_t ne cause pas π_t		2.40558	0.1000
π_t ne cause pas g_{Y_t}	59	2.35144	0.1049
g_{Y_t} ne cause pas π_t		0.28664	0.7519

Résultats issus du logiciel EViews 10

Au sens de Granger, l'hypothèse nulle de non-causalité pour chaque paire de variables sous étude, est acceptée au seuil de 5%. Cela implique que, selon ce test, les valeurs passées d'une des variables n'améliorent pas au seuil de 5% la prévision d'une autre.

Tableau 6 : Schéma d'identification des chocs structurels

Variables impactées	Nature du choc		Restrictions à C.T	Restrictions à L.T
	Endogène	Exogène		
g_{Y_t}	$u_t^{g_{Y_t}}$	$u_t^{\pi_t}, u_t^{E_t}$	-	-
π_t	$u_t^{\pi_t}$	$u_t^{E_t}$	$a_{23} = 0$	-
E_t	$u_t^{E_t}$	-	$a_{12} = a_{13} = 0$	-

Elaboré par l'auteur

Note : C.T et L.T signifient respectivement court terme et long terme.

En accord avec la théorie économique, le taux de change est la variable la plus exogène du modèle, il ne subit donc que des chocs idiosyncratiques (venant de lui-même). Le taux de croissance économique est le plus endogène (il dépend de toutes les autres variables du modèle et de lui-même) en vertu des idées prônées par les théories de croissance endogène (Sattarov, 2011). En outre, à court terme, l'inflation ne dépend que des fluctuations du taux de change et des chocs endogènes. Aucune restriction théorique à long terme n'est imposée sur le modèle. A court terme, nous obtiendrons ainsi la relation ci-après :

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_t^{E_t} \\ \varepsilon_t^{\pi_t} \\ \varepsilon_t^{g_{Y_t}} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} u_t^{E_t} \\ u_t^{\pi_t} \\ u_t^{g_{Y_t}} \end{pmatrix} \quad (2)$$

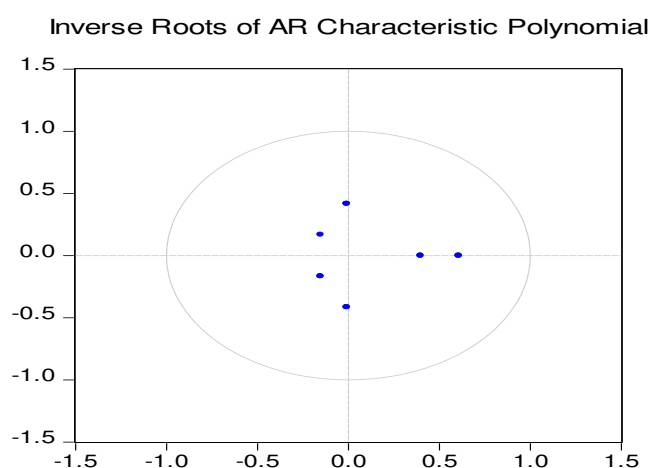
Ceci correspond à :

$$e_t = A^{-1}u_t \text{ ou } Ae_t = AA^{-1}u_t \quad (3)$$

Afin d'orthogonaliser les chocs structurels, l'expression (AA^{-1}) peut être remplacée par une matrice diagonale nommée B. Pour rappel, la matrice A (des coefficients structurels) comprend les effets instantanés des variables. Quant à elle, la matrice diagonale B se présente comme suit :

$$B = \begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{pmatrix} \quad (4)$$

Figure 4 : Stationnarité du modèle SVAR



Graphique issu du logiciel Eviews 10

Le modèle SVAR(1) de cette étude est stationnaire du fait que toutes les racines du polynôme caractéristique sont à l'intérieur du cercle d'unité de plan complexe. Le modèle est donc validé d'un point de vue statistique.

Tableau 7 : Estimation du modèle SVAR contraint à court terme

	Coefficient	Ecart-type	z-Statistic	P-value
\hat{a}_{21}	-0.738044***	0.160505	-4.598252	0.0000
\hat{a}_{31}	0.148089	0.134491	1.101102	0.2709
\hat{a}_{32}	0.084213	0.094188	0.894089	0.3713
\hat{b}_{11}	4.643318***	0.431121	10.77033	0.0000
\hat{b}_{22}	5.675860***	0.526990	10.77033	0.0000
\hat{b}_{33}	4.071385***	0.378019	10.77033	0.0000

Résultats issus du logiciel EViews 10

Note : « *** » représente la significativité au seuil d'1%

Ce modèle révèle des résultats intéressants dans le contexte kenyan. A court terme, une baisse du taux de change kenyan (en cotation au certain) de 10% entraînerait une hausse significative de 7,38% du taux d'inflation. En d'autres termes, une dépréciation significative de la monnaie locale kenyane de 10% causerait une augmentation du taux d'inflation kenyan de 7,38%. Les effets instantanés non nuls des autres variables de ce modèle SVAR ne sont pas statistiquement significatifs à court terme.

Tableau 8 : Analyse des réponses impulsionnelles

	Chocs		
	u_t^{Et}	$u_t^{\pi t}$	$u_t^{gy_t}$
Réponse du taux de change	+	+	-
Durée (années)	2	4	3
Ampleur	Forte	Faible	Forte
Réponse de l'inflation	+	+	-
Durée (années)	2	9	1
Ampleur	Forte	Forte	Faible
Réponse de la croissance économique	-	-	+
Durée (années)	3	8	2
Ampleur	Forte	Faible	Faible

Résultats issus du logiciel EViews 10

En tenant compte d'une période prévisionnelle totale de 10 ans, le taux de change kenyan réagirait positivement à un choc endogène et à un choc des prix. La variable ne retrouverait son sentier d'équilibre qu'après 2 ans pour le premier cas et 4 ans pour le second. Cependant, elle répondrait négativement à une innovation du secteur réel et se réajusterait à la troisième période. Au Kenya, la réponse du taux d'inflation à un choc endogène et à un choc du taux de change serait positive respectivement sur 2 et 9 ans. Quant à la réaction de cette variable suite à une innovation du secteur réel, elle serait négative (sur une période) avant que ladite variable ne retrouve sa tendance initiale. La croissance économique du Kenya aurait une réponse impulsionnelle négative en cas de chocs du taux de change ou des prix (à des durées différentes). Toutefois, le taux de croissance économique kenyan réagirait positivement à des chocs endogènes jusqu'à la deuxième année où il retrouvera son sentier d'équilibre.

Tableau 9 : Décomposition de la variance des chocs structurels

Taux de change	S.E.	u_t^{Et}	$u_t^{\pi t}$	$u_t^{gy_t}$
1	4.643318	100.0000	0.000000	0.000000
2	4.749873	96.08168	0.429677	3.488641
3	4.783128	94.78352	0.639303	4.577178
4	4.790884	94.47876	0.863956	4.657287
5	4.796074	94.27449	1.012015	4.713499
6	4.797532	94.22126	1.066121	4.712623
7	4.798155	94.20071	1.086165	4.713123
8	4.798456	94.19001	1.094704	4.715281
9	4.798575	94.18577	1.098121	4.716108
10	4.798617	94.18433	1.099373	4.716296

Inflation	S.E.	$u_t^{E_t}$	$u_t^{\pi_t}$	$u_t^{gY_t}$
1	6.630198	26.71579	73.28421	0.000000
2	7.781606	26.06185	73.75382	0.184336
3	8.252514	23.87542	75.87115	0.253436
4	8.480654	22.91051	76.30987	0.779615
5	8.590339	22.46882	76.29010	1.241086
6	8.633821	22.33020	76.28218	1.387619
7	8.650607	22.28765	76.27226	1.440090
8	8.657303	22.27085	76.26368	1.465469
9	8.659890	22.26417	76.25981	1.476021
10	8.660854	22.26183	76.25839	1.479781
Croissance économique	S.E.	$u_t^{E_t}$	$u_t^{\pi_t}$	$u_t^{gY_t}$
1	4.213981	5.366706	1.286567	93.34673
2	4.300845	7.558927	2.369982	90.07109
3	4.373986	7.366677	4.558479	88.07484
4	4.396173	7.293543	5.492164	87.21429
5	4.405735	7.306861	5.845670	86.84747
6	4.410644	7.310714	5.998426	86.69086
7	4.412780	7.310404	6.062081	86.62751
8	4.413570	7.311412	6.086302	86.60229
9	4.413871	7.312122	6.095269	86.59261
10	4.413989	7.312361	6.098665	86.58897

Résultats issus du logiciel Eviews 10

Note : « S.E. » est la valeur de la variance totale du choc

La décomposition de la variance d'un choc du taux de change kenyan implique qu'à la première année prévisionnelle, ledit choc contribuerait lui-même à 100% de sa variance. Ce n'est qu'à partir de la deuxième année que les chocs de deux autres agrégats macroéconomiques influeraient sur la variance de chocs du taux de change. Pour ce qui est d'un choc des prix, à la première période, le pourcentage de sa variance due à une innovation du secteur réel serait nul. Un choc endogène et un choc du taux de change seraient les seuls à contribuer à la variance du choc des prix. A partir de la deuxième période, les chocs des autres variables se mettraient à impacter sur la variance du choc de prix. Contrairement aux deux premiers chocs structurels, les innovations du secteur réel (lié à la variable la plus endogène du modèle), bénéficierait dès le départ de la contribution des autres chocs à sa variance prévisionnelle. Toutefois, la part due à un choc endogène serait la plus grande dans le contexte kenyan.

Pour ce qui est la décomposition historique de la variance des chocs structurels au Kenya et de la présentation graphique des réponses impulsionnelles, elles sont mieux reprises dans les annexes.

2.3.1. Modélisation ARDL et test de cointégration aux bornes

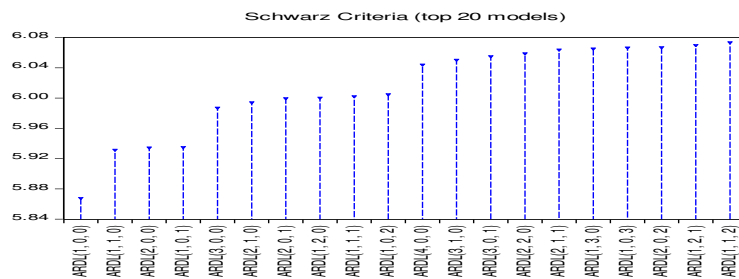
Alors que les tests de cointégration d'Engle et Granger (1987) et de Johansen (1988, 1991, 1996) ne s'appliquent qu'à des séries intégrées de même ordre, le test de cointégration aux bornes de Pesaran (1996) permet de palier à cette limite, d'où son utilisation dans la présente étude où les variables ne sont pas intégrées de même ordre (Kibala, 2018). Le test de cointégration aux bornes a pour modèle de base celui dit « ARDL ». Ce dernier faisant partie de la famille des modèles dynamiques, permet de prendre en compte la dynamique temporelle (délai d'ajustement, anticipations, etc.) dans l'explication d'une variable (Kibala, 2018).

D'un point de vue théorique, la relation de causalité existant entre la croissance économique et l'inflation est bidirectionnelle. En outre, les deux variables dépendent du taux de change (Hoang, Nguyen, & Minh, 2020). Ainsi, en vertu de la théorie économique, comme dans le cas de Kamran, Teng et Imran (2019), les deux relations de cointégration (aux bornes) à estimer, sont les suivantes :

$$\Delta g_{Y_t} = \varphi + \sum_{i=1}^p a_i \Delta g_{Y_{t-i}} + \sum_{i=0}^q b_i \Delta \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^r c_i \Delta E_{t-i} + u_t$$

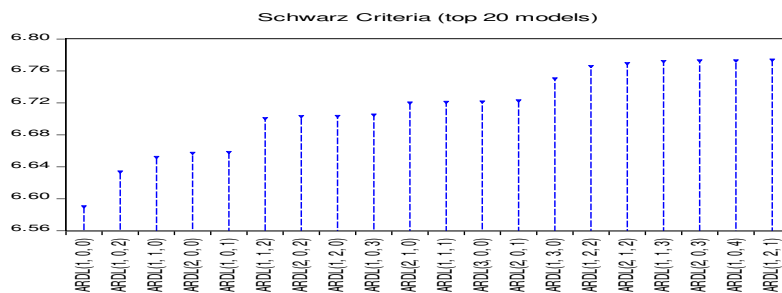
$$\Delta \pi_t = \varphi + \sum_{i=1}^p a_i \Delta \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^q b_i \Delta g_{Y_{t-i}} + \sum_{i=0}^r c_i \Delta E_{t-i} + u_t$$

Figure 5 : Sélection graphique du modèle optimal pour la croissance économique



Résultats issus du logiciel EViews 10

Figure 6 : Sélection graphique du modèle ARDL optimal pour le taux d'inflation



Résultats issus du logiciel EViews 10

Parmi les 20 sélectionnés, les modèles ARDL (1, 0,0) sont ceux qui minimisent le critère d'information de Schwartz (lequel respecte le principe de parcimonie). En témoignent les figures 5 et 6.

Tableau 10 : Estimation du modèle ARDL (1, 0,0) pour la croissance économique

Variable dépendante	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
$g_{Y_{t-1}}$	0.046556	0.131881	0.353011	0.7254
π_t	-0.114876	0.079742	-1.440585	0.1553
E_t	-0.109050	0.146159	-0.746103	0.4587
C	5.807136***	1.170685	4.960458	0.0000
R-squared	0.084880	Mean dependent var		4.692629
Adjusted R-squared	0.035855	S.D. dependent var		4.473763
F-statistic	1.731380	Durbin-Watson stat		1.889853
Prob(F-statistic)	0.171002			

Résultats issus du logiciel EViews 10

Note : « *** » représente la significativité au seuil de 1, 5 et 10%

Tableau 11 : Estimation du modèle ARDL (1, 0,0) pour le taux d'inflation

Variable dépendante	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
π_{t-1}	0.538224***	0.092893	5.794033	0.0000
g_{Y_t}	-0.145717	0.173622	-0.839279	0.4049
E_t	0.701079***	0.171839	4.079860	0.0001
C	4.205320***	1.567146	2.683426	0.0096
R-squared	0.533277	Mean dependent var		10.05807
Adjusted R-squared	0.508274	S.D. dependent var		8.180404
F-statistic	21.32849	Durbin-Watson stat		1.846260
Prob(F-statistic)	0.000000			

Résultats issus du logiciel EViews 10

Note : « *** » représente la significativité au seuil de 1, 5 et 10%.

Tableau 12 : Tests de Robustesse des modèles ARDL

Hypothèse nulle du test	Tests	Statistique (probabilité)	
		g_{Y_t}	π_t
Absence d'autocorrélation	Breusch-GodFrey	1,77(0,180)	0,586 (0,5598)
Homoscédasticité	Arch	16,65 (0,0001)	1,79 (0,1873)
Normalité	Jarque-Bera	66,83 (0,000)	0,71 (0,7004)
Bonne Spécification	Ramsey (Fisher)	0,677 (0,5013)	1,48 (0,1434)

Résultats issus du logiciel EViews 10

En termes de validation statistique des modèles, il ressort du **Tableau 10** que le modèle ARDL avec la croissance économique comme variable dépendante n'est pas statistiquement significatif. En outre, il n'est pas bon car il souffre des problèmes d'hétéroscédasticité et de non-normalité des résidus. Tous les griefs portant sur le premier modèle sont un frein à d'éventuelles inférences statistiques. Cependant, le

second modèle est valide car toutes les hypothèses nulles de tests de robustesse sont acceptées au seuil de 5% (voir **Tableau 12**).

Le **Tableau 11** indique des résultats surprenants au seuil d'1, 5 et 10%. L'inflation kenyane décalée d'une période et le taux de change kenyan (en cotation au certain) exercent un effet positif sur le taux d'inflation kenyan au « temps t ». Ces résultats renforcent l'idée selon laquelle l'économie kenyane a une mémoire inflationniste et dépend également du taux de change de sa monnaie.

Tableau 13 : Test de cointégration aux bornes, relations de court terme et de long terme (pour l'inflation)

Variables	$\pi_t, g_{Y_t} \text{ et } E_t$	
F-stat calculée	9,606792	
Seuil critique	Borne inférieure	Borne supérieure
1%	4,558	5,59
5%	3,288	4,07
10%	2,738	3,465

Relation de court terme				
Variables	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Δg_{Y_t}	-0.315557	0.370308	-0,852149	0.3978
ΔE_t	1,518222***	0.458134	3.313922	0.0016
C	9,10684***	2,570762	3,542467	0,0008
CointEq(-1)	-0,461776***	0,072578	-6,362512	0,0000
Cointeq = $\pi_t - (-0.3156 * g_{Y_t} + 1,5182 * E_t + 9,1068)$				

Relation de long terme				
Variables	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
π_{t-1}	-0,461776***	0,0092893	-4,971065	0,0000
g_{Y_t}	-0.145717	0.173622	-0.839279	0.4049
E_t	0.701079***	0.171839	4.079860	0.0001
C	4.205320***	1.567146	2.683426	0.0096

Résultats issus du logiciel EViews 10

Note : « *** » représente la significativité au seuil d'1, 5 et 10%.

La statistique de fisher calculée pour le test de cointégration excède la borne supérieure au seuil de 5%. Cela implique qu'il existe une relation de cointégration significative entre les variables du modèle. Les résultats de ce modèle sont controversés. A court terme, une appréciation de la monnaie locale kenyane de 10% entraînerait une augmentation de 15,18% du taux d'inflation kenyan. Cependant, à long terme, un accroissement de 10% du taux de change favoriserait une faible hausse de 7,01% du taux d'inflation au Kenya. En outre, une baisse de 10% des valeurs passées (décalées d'une période) du taux d'inflation causerait son accroissement au temps « t » de l'ordre de 4,62%.

CONCLUSION

La problématique de l'interaction entre la croissance économique, l'inflation et le taux de change dans le contexte kenyan a fait l'objet de la présente étude. Pour y répondre, les modèles SVAR et ARDL (de cointégration aux bornes) ont été utilisés.

Sur des séries chronologiques portant sur l'économie kenyan (1960 à 2020), le test de causalité au sens de Granger a montré qu'aucune variable du modèle n'améliore significativement les prévisions des autres. Toutefois, l'analyse structurelle du modèle vectoriel autoregressif a attesté qu'avec des restrictions théoriques à court terme, une dépréciation significative de la monnaie locale kenyan de 10% causerait une augmentation du taux d'inflation kenyan de 7,38%. Les fonctions de réponses impulsionnelles ont indiqué que le taux de change et le taux d'inflation kenyans réagiraient positivement à des chocs endogènes et exogènes (en dehors de ceux du secteur réel) mais négativement à des innovations du secteur réel. La croissance économique du Kenya aurait une réponse impulsionnelle négative en cas de chocs exogènes et positive en cas d'innovations endogènes.

Par ailleurs, le modèle ARDL de cointégration aux bornes a débouché sur une conclusion controversée, à court terme, une appréciation de la monnaie locale kenyan de 10% entraînerait une augmentation de 15,18% du taux d'inflation kenyan. A long terme, un accroissement de 10% du taux de change favoriserait une faible hausse de 7,01% du taux d'inflation au Kenya. En outre, une baisse de 10% des valeurs passées (décalées d'une période) du taux d'inflation causerait son accroissement au temps « t » de l'ordre de 4,62%.

Suite aux résultats de la présente étude, il s'avère important que les autorités gouvernementales kenyanes mettent en œuvre des politiques économiques permettant de maîtriser la volatilité du taux de change nominal afin de juguler l'inflation. Les chocs du secteur réel ont également un effet sur le niveau général des prix, d'où l'importance pour l'autorité monétaire kenyan de respecter la règle de Friedman qui consiste à accroître la masse monétaire en fonction de la croissance économique du pays afin d'éviter les tendances inflationnistes. Etant donné que l'inflation kenyan dépend également de ses valeurs passées, cela renseigne sur l'urgence avec laquelle ces mesures devraient être prises au risque que la situation se détériore dans le futur.

Certes, les conclusions de cette étude sont proches des évidences empiriques de Kamran, Teng et Imran (2019) ; de Hoang, Nguyen, et Minh (2020) ainsi que de Rabhi et Haoudi (2020). Cependant, l'interaction entre les trois variables du modèle n'est pas mécaniste. Ainsi, des recherches futures prenant en compte d'autres variables intermédiaires telles que le taux d'intérêt, les exportations nettes, la demande globale et l'offre agrégée, sont vivement souhaitées (Hoang, Nguyen, & Minh, 2020).

ANNEXES

I. Analyses sur EViews 10

Test de racine unitaire pour le taux de croissance en niveau (modèle avec constante significative mais sans tendance)

Null Hypothesis: GYT has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.804693	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.544063	
5% level	-2.910860	
10% level	-2.593090	

Test de racine unitaire pour le taux d'inflation en niveau (modèle avec constante significative mais sans tendance)

Null Hypothesis: INF has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.819851	0.0046
Test critical values:		
1% level	-3.544063	
5% level	-2.910860	
10% level	-2.593090	

Test de racine unitaire pour le taux de change en niveau (modèle sans constante ni tendance significative)

Null Hypothesis: ET has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.636115	0.9977
Test critical values:		
1% level	-2.604073	
5% level	-1.946348	
10% level	-1.613293	

Test de racine unitaire pour le taux de change en différence première (modèle sans constante ni tendance significative)

Null Hypothesis: D(ET) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.152041	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.604746	
5% level	-1.946447	
10% level	-1.613238	

Détermination de l'ordre de décalage optimal du modèle SVAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-501.7831	NA	18809.75	18.35575	18.46524*	18.39809
1	-487.8199	25.89537*	15715.62*	18.17527*	18.61323	18.34463*
2	-483.7480	7.107365	18863.90	18.35447	19.12091	18.65086
3	-480.6272	5.106836	23550.31	18.56826	19.66317	18.99167
4	-474.3913	9.523845	26435.84	18.66877	20.09216	19.21921
5	-471.2905	4.397551	33575.72	18.88329	20.63514	19.56075

Test de causalité au sens de Granger

Pairwise Granger Causality Tests
 Date: 08/18/21 Time: 11:44
 Sample: 1960 2020
 Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
INF does not Granger Cause GYT	59	2.35144	0.1049
GYT does not Granger Cause INF		0.28664	0.7519
ET_D does not Granger Cause GYT	58	0.53768	0.5873
GYT does not Granger Cause ET_D		1.48937	0.2348
ET_D does not Granger Cause INF	58	2.40558	0.1000
INF does not Granger Cause ET_D		0.29698	0.7443

Estimation du modèle SVAR contraint à court terme

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	0.341172	0.201680	1.691654	0.0907
C(2)	0.138268	0.125572	1.101102	0.2709
C(3)	-0.342925	0.079810	-4.296758	0.0000
C(4)	4.213981	0.391258	10.77033	0.0000
C(5)	6.472446	0.600952	10.77033	0.0000
C(6)	3.934062	0.365269	10.77033	0.0000
<hr/>				
Log likelihood	-518.0821			
<hr/>				
Estimated A matrix:				
1.000000	0.000000	0.000000		
0.341172	1.000000	0.000000		
0.138268	-0.342925	1.000000		
Estimated B matrix:				
4.213981	0.000000	0.000000		
0.000000	6.472446	0.000000		
0.000000	0.000000	3.934062		
Estimated S matrix:				
4.213981	0.000000	0.000000		
-1.437693	6.472446	0.000000		
-1.075678	2.219566	3.934062		
Estimated F matrix:				
4.105914	-2.304639	0.688664		
-0.656626	16.27955	-5.563945		
-2.245454	3.144505	3.300179		

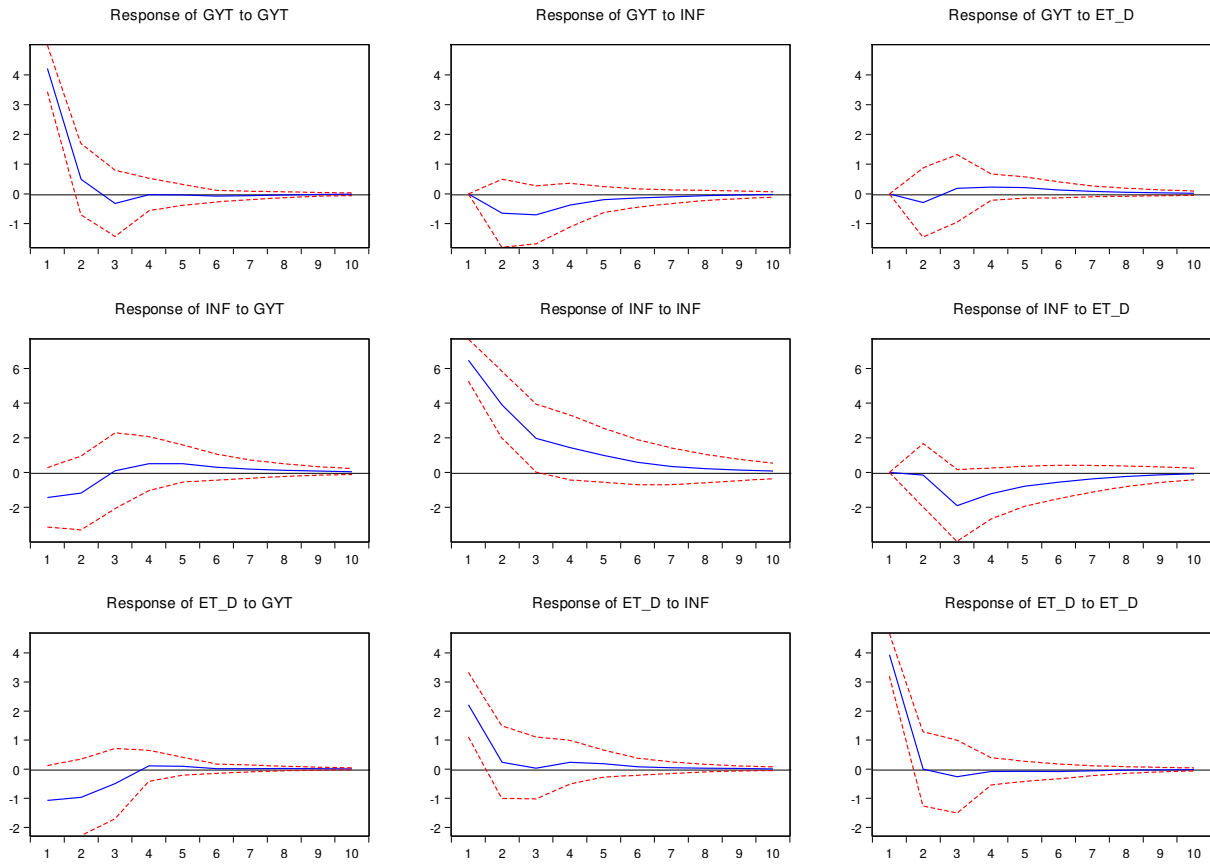
Stationnarité du modèle

Roots of Characteristic Polynomial
 Endogenous variables: ET_D GYT INF
 Exogenous variables: C
 Lag specification: 1 2
 Date: 08/09/21 Time: 18:33

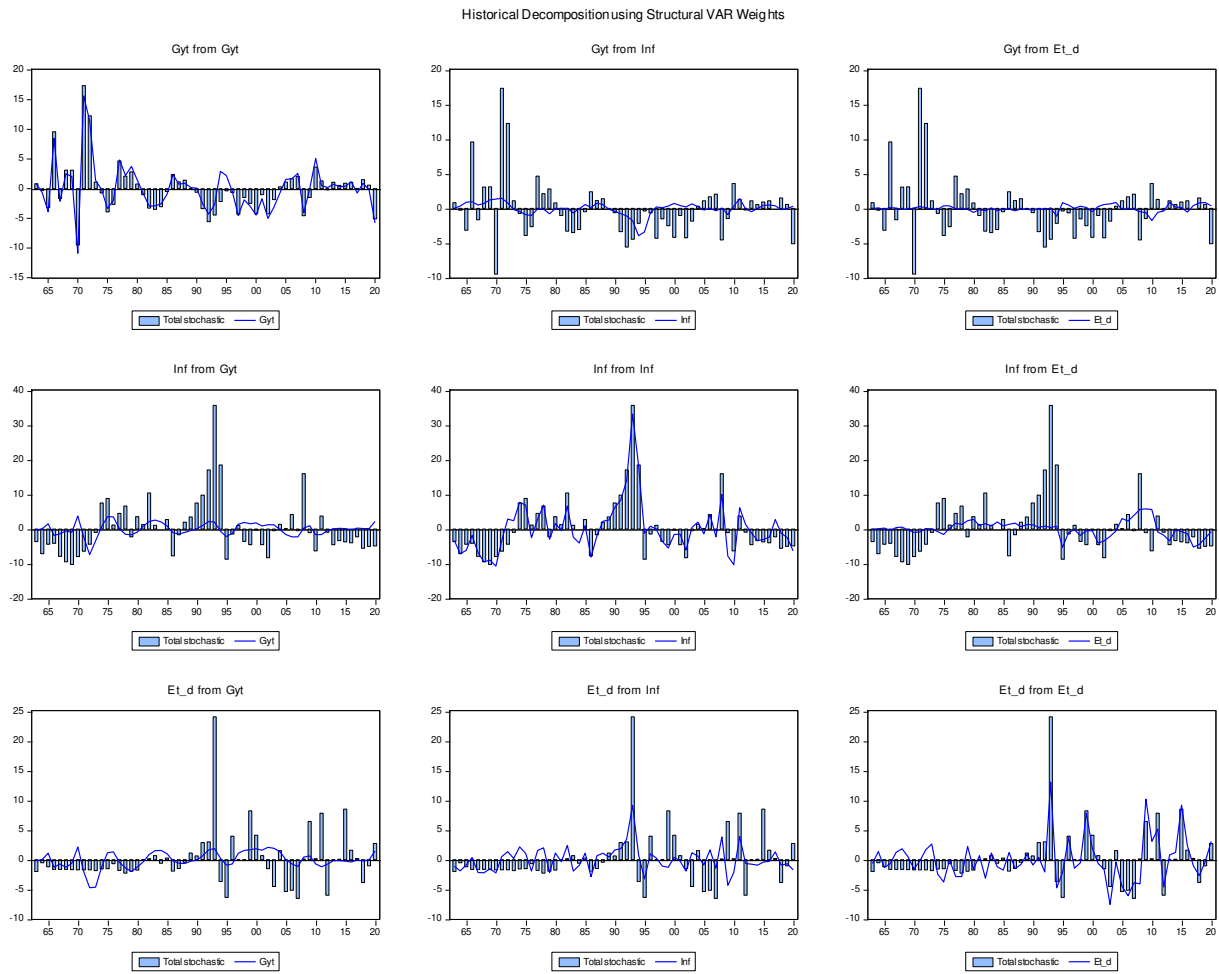
Root	Modulus
0.607483	0.607483
-0.008003 - 0.415760i	0.415837
-0.008003 + 0.415760i	0.415837
0.398943	0.398943
-0.151760 - 0.167543i	0.226057
-0.151760 + 0.167543i	0.226057

Analyse des réponses impulsionnelles

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations ± 2 S.E.



Décomposition historique de la variance des chocs structurels



Estimation des modèles ARDL (1, 0, 0) pour la croissance économique et l'inflation

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
GYT(-1)	0.046556	0.131881	0.353011	0.7254
INF	-0.114876	0.079742	-1.440585	0.1553
ET_D	-0.109050	0.146159	-0.746103	0.4587
C	5.807136	1.170685	4.960458	0.0000
R-squared	0.084880	Mean dependent var		4.692629
Adjusted R-squared	0.035855	S.D. dependent var		4.473763
S.E. of regression	4.392827	Akaike info criterion		5.862163
Sum squared resid	1080.628	Schwarz criterion		6.001786
Log likelihood	-171.8649	Hannan-Quinn criter.		5.916778
F-statistic	1.731380	Durbin-Watson stat		1.889853
Prob(F-statistic)	0.171002			

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
INF(-1)	0.538224	0.092893	5.794033	0.0000
GYT	-0.145717	0.173622	-0.839279	0.4049
ET_D	0.701079	0.171839	4.079860	0.0001
C	4.205320	1.567146	2.683426	0.0096
R-squared	0.533277	Mean dependent var		10.05807
Adjusted R-squared	0.508274	S.D. dependent var		8.180404
S.E. of regression	5.736361	Akaike info criterion		6.395868
Sum squared resid	1842.727	Schwarz criterion		6.535490
Log likelihood	-187.8760	Hannan-Quinn criter.		6.450482
F-statistic	21.32849	Durbin-Watson stat		1.846260
Prob(F-statistic)	0.000000			

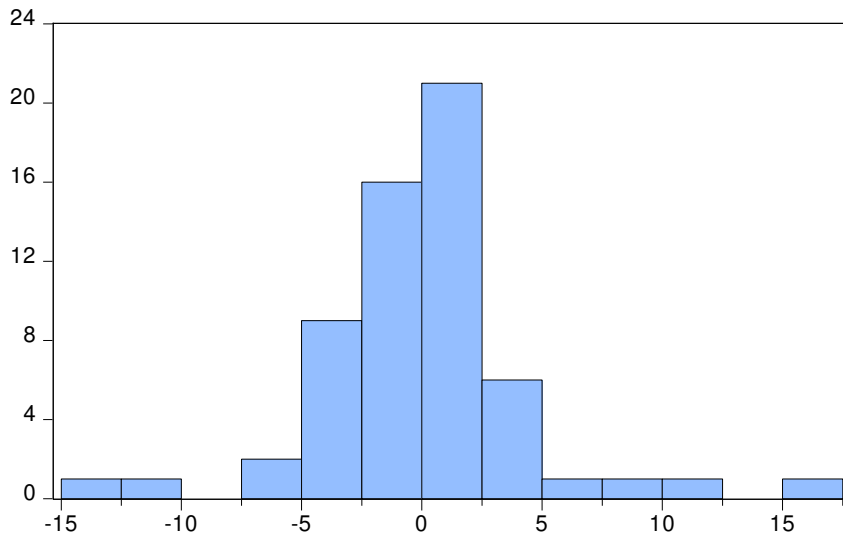
Tests de robustesse du modèle ARDL (pour la croissance économique)

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	16.64814	Prob. F(1,57)	0.0001
Obs*R-squared	13.33693	Prob. Chi-Square(1)	0.0003

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.770072	Prob. F(2,54)	0.1801
Obs*R-squared	3.691486	Prob. Chi-Square(2)	0.1579



Series: Residuals
Sample 1961 2020
Observations 60

Mean	6.96e-16
Median	0.085639
Maximum	17.01775
Minimum	-13.46186
Std. Dev.	4.279688
Skewness	0.691178
Kurtosis	7.981916
Jarque-Bera Probability	66.82598
	0.000000

Ramsey RESET Test
Equation: UNTITLED
Specification: GYT GYT(-1) INF ET_D C
Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.676947	55	0.5013
F-statistic	0.458257	(1, 55)	0.5013

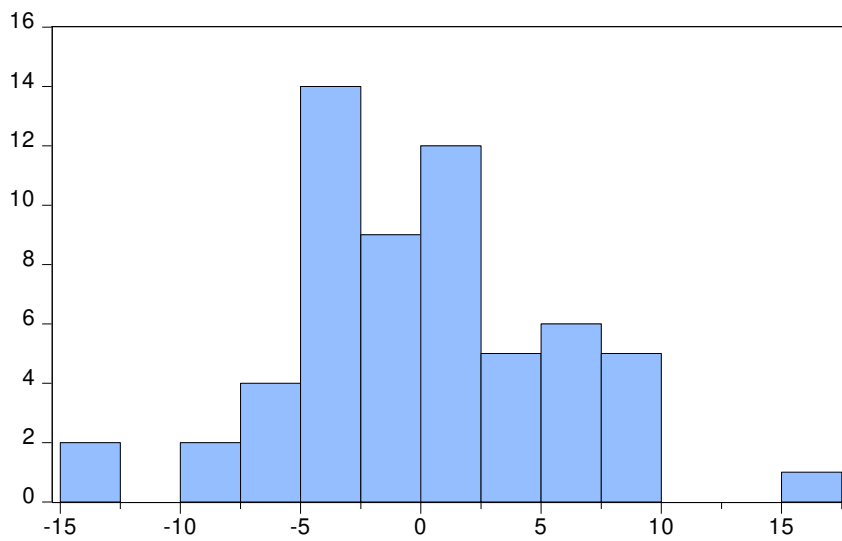
Tests de robustesse du modèle ARDL (pour l'inflation)

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.780904	Prob. F(1,57)	0.1873
Obs*R-squared	1.787542	Prob. Chi-Square(1)	0.1812

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.586463	Prob. F(2,54)	0.5598
Obs*R-squared	1.275545	Prob. Chi-Square(2)	0.5285



Series: Residuals
Sample 1961 2020
Observations 60

Mean	-3.35e-15
Median	-0.252821
Maximum	15.51246
Minimum	-14.34353
Std. Dev.	5.588619
Skewness	0.001543
Kurtosis	3.533719
Jarque-Bera	0.712163
Probability	0.700416

Ramsey RESET Test
Equation: UNTITLED
Specification: INF INF(-1) GYT ET_D C
Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	1.484478	55	0.1434
F-statistic	2.203676	(1, 55)	0.1434

Relations de long terme et de court terme ainsi que le test de cointégration aux bornes avec l'inflation comme variable dépendante

Conditional Error Correction Regression

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.205320	1.567146	2.683426	0.0096
INF(-1)*	-0.461776	0.092893	-4.971065	0.0000
GYT**	-0.145717	0.173622	-0.839279	0.4049
ET_D**	0.701079	0.171839	4.079860	0.0001

Levels Equation
Case 2: Restricted Constant and No Trend

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GYT	-0.315557	0.370308	-0.852149	0.3978
ET_D	1.518222	0.458134	3.313922	0.0016
C	9.106837	2.570762	3.542467	0.0008

$$EC = INF - (-0.3156*GYT + 1.5182*ET_D + 9.1068)$$

F-Bounds Test Null Hypothesis: No levels relationship

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	9.605792	10%	2.63	3.35
K	2	5%	3.1	3.87
		2.5%	3.55	4.38
		1%	4.13	5
Finite Sample: n=60				
Actual Sample Size	60	10%	2.738	3.465
		5%	3.288	4.07
		1%	4.558	5.59

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CointEq(-1)*	-0.461776	0.072578	-6.362512	0.0000

II. Base de données

Année	Gyt	Inf	Et	Et_d
1960	3,487021351	1,24378109	7,14286001	
1961	-7,774634904	2,45700246	7,14286001	0
1962	9,457358742	3,117506	7,14286001	0
1963	8,778340216	0,69767442	7,14286001	0
1964	4,964467288	-0,09930487	7,14286001	0
1965	2,009094171	3,57852883	7,14286001	0
1966	14,7285664	5,01439539	7,14286001	0
1967	3,361232032	1,7591958	7,14286001	0
1968	7,98268997	0,36671157	7,14286001	0
1969	7,959224456	-0,17150101	7,14286001	0
1970	-4,655446914	2,18852704	7,14286001	0
1971	22,17389193	3,78020613	7,14286	-8,38026E-09
1972	17,08242935	5,83164474	7,14286	1,2374E-09
1973	5,896580215	9,28119422	7,00119167	-0,141668333
1974	4,065617347	17,809948	7,14286	0,141668333
1975	0,882203178	19,120184	7,34319333	0,200333333
1976	2,153964497	11,4490305	8,367145	1,023951667
1977	9,453797849	14,8209645	8,27656083	-0,090584167
1978	6,912493547	16,9317825	7,72938333	-0,5471775
1979	7,615226042	7,97935262	7,47530917	-0,254074167
1980	5,591976207	13,8581815	7,4201875	-0,055121667
1981	3,773544197	11,6030534	9,04749833	1,627310834
1982	1,506478254	20,6667147	10,922325	1,874826667
1983	1,309050242	11,3977827	13,3115167	2,389191667
1984	1,755216977	10,2840982	14,413875	1,102358334
1985	4,30056182	13,0065664	16,4321167	2,018241667
1986	7,177555391	2,53427599	16,2257417	-0,206375
1987	5,937107446	8,63767319	16,4544917	0,22875
1988	6,20318382	12,264963	17,7471	1,292608333
1989	4,690348768	13,7893173	20,5724667	2,825366667
1990	4,192050974	17,7818144	22,9147667	2,3423
1991	1,438346791	20,0844956	27,5078667	4,5931
1992	-0,79949396	27,3323644	32,2168333	4,708966667
1993	0,353197256	45,9788813	58,0013333	25,7845
1994	2,632784519	28,8143894	56,050575	-1,950758333
1995	4,406216526	1,55432816	51,4298333	-4,620741667
1996	4,146839267	8,86408742	57,1148667	5,685033333
1997	0,47490192	11,3618451	58,7318417	1,616975
1998	3,290213723	6,72243651	60,3667	1,634858333
1999	2,305388596	5,7420011	70,3262167	9,959516667

2000	0,599695392	9,98002515	76,1755417	5,849325
2001	3,779906496	5,73859814	78,563195	2,387653333
2002	0,54685953	1,96130822	78,7491417	0,185946667
2003	2,932475546	9,81569063	75,9355694	-2,813572222
2004	5,104299776	11,6240355	79,1738761	3,23830662
2005	5,906666082	10,3127784	75,5541095	-3,619766613
2006	6,472494299	14,4537342	72,100835	-3,453274434
2007	6,850729771	9,75888023	67,3166667	-4,784168351
2008	0,232282746	26,2398166	69,1758333	1,859166667
2009	3,306939815	9,23412592	77,3508333	8,175
2010	8,405699224	3,96138889	79,2333333	1,8825
2011	6,10826372	14,022494	88,8116667	9,578333333
2012	4,563209131	9,37776748	84,53	-4,281666667
2013	5,878680567	5,71749357	86,1233333	1,593333333
2014	5,357125644	6,87815499	87,9225	1,799166667
2015	5,718507131	6,5821744	98,1791667	10,25666667
2016	5,8789493	6,29715752	101,504167	3,325
2017	4,805696525	8,00572279	103,410446	1,906279519
2018	6,318450702	4,68981976	101,301574	-2,108872137
2019	5,365748965	5,23585999	101,991298	0,68972434
2020	-0,30749749	5,40481467	106,45078	4,459481769

Bibliographie

- Bosonga, J.-P. (2019). Manuel d'économétrie approfondie. Kinshasa: HighClassDRC .
- Couto, V., & Teixeira, J. (2014). Index of Macroeconomic Performance for a Subset of Countries : A Kaldorian Analysis from the Magic Square Approach Focusing on Brazilian Economy in the Period 1997-2012. *Panoeconomicus*, 527-542.
- Hoang, T., Nguyen, V., & Minh, H. (2020). The impact of exchange rate on inflation and economic growth in Vietnam. *Management Science Letters*, 1051-1060.
- Kamran, M., Teng, J.-Z., & Imran, M. (2019). Cointegration between macroeconomic factors and the exchange rate USD/CNY. *Financial Innovation*, 1-15.
- Kibala, J. (2018). Modélisation ARDL, Test de cointégration aux bornes et Approche de Toda-Yamamoto : Eléments de théorie et pratiques sur logiciels. Hal archives-ouvertes , 1-55.
- Morina, F., Hysa, E., Ergun, U., & al. (2020). The Effect of Exchange Rate Volatility on Economic Growth : Case of the CEE Countries. *Journal of Risk and Financial Management*, 1-13.
- Rabhi, A., & Haoudi, A. (2020). Taux de change et Croissance économique au Maroc : Evidence empirique. *Finance et Finance internationale*, 1-30.
- Sattarov, K. (2011). Inflation and Economic Growth : Analyzing the Threshold Level of Inflation. Umea: UMEA UNIVERSITET.
- Sen, H., Kaya, A., Kaptan, S., & al. (2019). Interest rates, inflation, and exchange rates in fragile EMEs : A fresh look at the long-run interrelationships. HAL archives-ouvertes .
- Sibanda, K. (2012). The Impact of Real Exchange Rates on Economic Growth : A case study of South Africa. Alice: University of Fort Hare.

Table des matières

Résumé.....	i
Abstract.....	i
Introduction	1
I. Revue de la littérature	2
1.1. Revue théorique.....	2
1.1.1. Lien entre la croissance économique et l'inflation	2
1.1.2. Lien entre la croissance économique et le taux de change.....	3
1.1.3. Lien entre l'inflation et le taux de change	3
1.1.4. Interaction croissance économique, inflation et taux de change	3
1.2. Revue empirique.....	4
1.2.1. Interaction entre la croissance économique, l'inflation et le taux de change : Cas du Vietnam	4
1.2.2. Interaction entre la croissance économique, l'inflation et le taux de change : Cas du Maroc	4
1.2.3. Interaction croissance économique, inflation et taux de change : Cas de la Chine.....	5
II. Analyse empirique au Kenya.....	5
2.1. Brève présentation du Kenya	5
2.2. Statistiques descriptives, analyse graphique et test de stationnarité	6
2.3.1. Modélisation ARDL et test de cointégration aux bornes.....	13
CONCLUSION	16
ANNEXES.....	17
I. Analyses sur EViews 10.....	18
Test de racine unitaire pour le taux de croissance en niveau (modèle avec constante significative mais sans tendance).....	18
Test de racine unitaire pour le taux d'inflation en niveau (modèle avec constante significative mais sans tendance).....	18
Test de racine unitaire pour le taux de change en niveau (modèle sans constante ni tendance significative)	18
Test de racine unitaire pour le taux de change en différence première (modèle sans constante ni tendance significative).....	19
Détermination de l'ordre de décalage optimal du modèle SVAR.....	19
Test de causalité au sens de Granger	19
Estimation du modèle SVAR contraint à court terme	20
Stationnarité du modèle	20
Analyse des réponses impulsionnelles	21
Décomposition historique de la variance des chocs structurels	22

Estimation des modèles ARDL (1, 0, 0) pour la croissance économique et l'inflation	22
Tests de robustesse du modèle ARDL (pour la croissance économique).....	23
Tests de robustesse du modèle ARDL (pour l'inflation)	24
Relations de long terme et de court terme ainsi que le test de cointégration aux bornes avec l'inflation comme variable dépendante	25
II. Base de données	26
Bibliographie	28