

Les incidences des importations sur l'inflation en RD Congo de 1980 à 2016 : Une approche de co-intégration basée sur le Modèle Vectoriel à Correction d'Erreur (VECM)

[The impact of imports on inflation in the Democratic Republic of Congo from 1980 to 2016 : Using a co-integration approach based on Vector Error Correction Model (VECM)]

Lisele Shuwa Jean Paul¹ and Piva Asaloko Prince²

¹Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, Université de Kisangani, Kisangani, Tshopo, RD Congo

²Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, Université de Yaoundé II- SOA, Yaoundé, Cameroun

Copyright © 2020 ISSR Journals. This is an open access article distributed under the *Creative Commons Attribution License*, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

ABSTRACT: This article aims to assess the impact of imports on inflation in the Democratic Republic of Congo from 1980 to 2016. Using a vector-error-correction model (VECM), the results show that: Imports induce the level of inflation in the DRC; Moreover, inflation is also explained by the money supply, the long-term exchange rate, economic growth and the budget deficit in the short and long term; Moreover, an innovation in the standard deviation of the inflation rate of the order of one unit (a positive shock) generally results in a positive effect on its values during the period under consideration; this is not the case for the exchange rate and the economic growth rate, which are negatively affected by the said shock during the same period.

KEYWORDS: Monetary policy, money supply, imported inflation, error-correction vector model, budget deficit.

RESUME: Cet article vise à évaluer les incidences des importations sur l'inflation en République Démocratique du Congo de 1980 à 2016. En utilisant un modèle à correction d'erreur vectoriel (VECM), les résultats révèlent que: Les importations ont induit le niveau d'inflation à la hausse en RDC; Par ailleurs, l'inflation est aussi expliquée par la masse monétaire, le taux de change à long terme, la croissance économique et le déficit budgétaire à court et long terme. En outre, une innovation dans l'écart type du taux d'inflation de l'ordre d'une unité (un choc positif) se traduit généralement par un effet positif sur ses valeurs durant la période prise en considération; ce qui n'est pas le cas sur le taux de change et le taux de croissance économique lesquels sont affectés négativement par ledit choc durant la même période.

MOTS-CLEFS: Politique monétaire, masse monétaire, inflation importée, modèle vectoriel à correction d'erreur, déficit budgétaire.

1 INTRODUCTION

L'inflation reste un phénomène mal perçu pour la plupart des pays en développement, étant donné la complexité de l'évaluation de ses multiples coûts dans une économie. A cela, plusieurs auteurs partagent ce point de vue notamment [1] affirme que « *les coûts de l'inflation sont mal connus* » et [2] soutient que « *l'évaluation des coûts imposés par l'inflation n'est pas aussi simple qu'il paraît* ». Depuis les années 70, l'on constate une accélération de l'inflation dans la plupart des pays

industrialisés qu'en développement. Toutefois, l'ouverture des frontières et la généralisation du flottement des monnaies vont, à partir de cette décennie, contribuer à une mondialisation et à une uniformisation des taux d'inflation parmi les grands pays industrialisés. Mais cette tendance inflationniste sera renversée dans la plupart de ces pays vers le milieu des années 1980.

En effet, l'inflation demeure l'un des paramètres majeurs perturbant l'économie de la République Démocratique du Congo malgré ses multiples ressources faisant d'elle un scandale géologique et ses richesses en sol et sous-sol, l'économie congolaise reste extravertie, très exposée aux chocs extérieurs et l'une des économies faibles de la région d'Afrique subsaharienne. De ce fait, le rapport du FMI atteste qu'en République Démocratique du Congo, l'inflation a atteint des niveaux catastrophiques de 8,800% en 1993 contre 6000% en 1994 et pour chuter nettement à 370% en 1995. Mais la nouvelle guerre de 1998, interrompt ces efforts, provoquant ainsi une nouvelle hausse des prix.

De ce qui précède, le savoir économique regorge plusieurs débats des retombées de la politique monétaire sur l'activité économique. Sur le plan théorique, les néoclassiques soutiennent que la monnaie n'a aucune influence sur les variables réelles, elle serait donc neutre; ainsi toute action monétaire est sans effet sur l'activité économique et conduit uniquement à l'inflation. Cette position est formalisée par [3] dans la théorie quantitative de la monnaie. Par contre [4], démontre que les économies modernes sont marquées par l'incertitude. Pour lui, la monnaie est active et doit répondre aux besoins de l'économie. Il fonde donc la possibilité d'une politique monétaire expansionniste pour stimuler l'activité économique. L'analyse Keynésienne sera quelque peu nuancée par l'école monétariste et notamment [5] pour qui, les effets de la politique monétaire ne sont que transitoires, elle donc neutre à long terme. Il préconise donc une politique monétaire fondée sur des règles strictes arrimant la croissance de la masse monétaire à la croissance de la production.

Ce débat va se prolonger sur le plan empirique par plusieurs études en l'occurrence, celle de [6], analysant l'origine de l'inflation congolaise pendant tout le processus inflationniste des années 90. Il ressort de cette étude que les facteurs non monétaires qui sont à la base de l'inflation pendant les années 1990. En outre, [7], analyse quelques aspects de la politique monétaire de la Banque Centrale du Congo (BCC) et ses effets sur l'économie nationale qui s'est employé à critiquer d'une manière synthétique quelques aspects ayant trait à la politique monétaire de la BCC et son impact sur l'économie réelle. A l'issue de ses investigations, il conclut que la BCC a perdu son autonomie dans la conduite de la politique monétaire et la maîtrise de ses instruments, la masse monétaire s'est accrue d'une manière spectaculaire de 150% à 493% entre 1998 et 2003; les déficits budgétaires ont été financés essentiellement par la création monétaire sans contrepartie (planche à billet) avec comme conséquence l'inflation galopante; la croissance est restée négative pendant la période sous étude, en 1998 la récession a été de l'ordre de -1,7% et en 1999 de -4,3% avant de chuter encore en 2000 de -6,2% plongeant ainsi le pays dans une instabilité économique politique sans pareil. Par ailleurs, [8], traite une question sur la politique de l'autorité face à la dépréciation du CDF: enjeux et conséquences, sa préoccupation majeure était de ressortir les causes de l'inefficacité de la politique monétaire en RDC ainsi que les conséquences que court l'économie nationale. Il a abouti aux résultats selon lesquels, l'inefficacité de la politique monétaire était due à la politique de démonétisation car avant ce système c'est-à-dire avant 2001, l'année de la mise en place de la dite politique, la monnaie nationale était stable et la politique monétaire de la BCC était efficace; le taux d'appréciation de CDF était passé de 744,5% à 527,5% en 2001; de 16,7% en 2002; de -9,9% en 2003; 17,9% en 2004; -6,4% en 2005; 16,6 en 2006; -4,7% en 2007; 16,2% en 2008 et 32,5% en 2009 traduisant l'instabilité de la politique monétaire en RDC, en ce qui concerne les conséquences sur l'économie nationale, il y a notamment l'instabilité monétaire qui conduit inévitablement à la démonétisation de la monnaie nationale.

Des développements ci-haut, une question émerge: Quelle est l'incidence des importations sur l'inflation en République Démocratique du Congo ? Ainsi, l'objet de cet article est d'évaluer les incidences des importations sur l'inflation en République Démocratique du Congo de 1980 à 2016. A la suite de l'introduction, l'article est organisé comme suit: La section 2 présente les matériels et méthodes. Les résultats sont présentés à la section 3. La section 4 présente la discussion de résultats et la section 5 conclut.

2 MATERIEL ET METHODES

2.1 CHOIX DE MODELE

Dans cette étude, il est généralement question de montrer comment l'importation induit le niveau d'inflation en RDC. Pour ce faire, nous avons fait recours à un modèle économétrique dont les données ont été analysées à l'aide du logiciel *Eviews 10*. Ainsi, pour spécifier les variables macroéconomiques induisant l'inflation, la littérature retient plusieurs types de modèles notamment les modèles VAR, VECM, les modèles factoriels dynamiques, les modèles structurels (Nouvelle courbe de Phillips Hybride, NKPC), les modèles PSTR, les modèles DSGE, les modèles GPM, etc. [9].

Notre choix a été porté sur l'approche de co-intégration¹ de [10] basée sur le modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM). Ce modèle a l'avantage non seulement d'intégrer les fluctuations de court terme d'un certain nombre d'indicateurs tout en s'assurant de la convergence des sentiers de croissance de ces derniers sur le long terme au travers une force de rappel, mais encore il permet de bien identifier les capacités prédictives d'un indicateur à travers l'analyse de la décomposition de la variance.

2.2 DONNEES ET SOURCES

Les données que nous présentons portent sur les agrégats macroéconomiques de la RDC et sont issues de la Banque mondiale (www.worldbank.org, 2018) et de la Banque Centrale du Congo (2018) pour les données manquantes. Les données utilisées pour ce fait sont notamment: l'inflation **INF**, l'importation **IMP**, la masse monétaire **MM**, le taux de change **TCH**, le taux de croissance économique **TC** et le déficit budgétaire **DB**. Elles sont subdivisées en **variables d'intérêt** (inflation **INF** et l'importation **IMP**) et en **variables de contrôle** (masse monétaire **MM**, taux de change **TCH**, taux de croissance économique **TC** et déficit budgétaire **DB**).

2.3 MODÈLE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE

La présente étude s'appuie sur le modèle développé par [11], [12] et la forme simplifiée de ce modèle dans le cadre de spécificités de la RDC telle que synthétisé par [13] se présente de la manière suivante:

$$INFL_t = a + \beta_1 DF_t + \beta_2 M2_t + \beta_3 TCE_t + \beta_4 PIB_t + \varepsilon_t$$

avec $INFL_t$: Le taux d'inflation; DF_t : Le taux de croissance de la consommation publique utilisé comme proxy du déficit budgétaire; $M2_t$: La croissance de la masse monétaire; TCE_t L'indice du taux de change; et PIB_t Le taux croissance de l'économie.

2.4 SPECIFICATION DU MODELE

Notre modèle pour des fins d'estimation est inspiré de la récente contribution de [13] auquel nous avons ajouté les importations pour atteindre notre objectif. Il se présente comme suit:

$$INFL_t = \beta_0 + \beta_1 LIMP_t + \beta_2 LMM_t + \beta_3 TCH_t + \beta_4 TC_t + \beta_5 DB_t + \varepsilon_t$$

Où : $LINF_t$: Le taux d'inflation. Cet indicateur est utilisé par toutes les Banques Centrales pour définir la stabilité des prix; $LIMP_t$: est le volume des importations des biens et services; LMM_t : la masse monétaire. Cette variable est traditionnellement considérée comme un indicateur avancé de l'inflation conformément aux enseignements de la théorie quantitative de la monnaie; TCH_t : L'indice du taux de change. C'est un indicateur par lequel les chocs externes influent sur le niveau de l'inflation. Le suivi de cet indicateur dans une petite économie ouverte à régime de change flexible semble intéressant pour l'orientation de la politique monétaire; TC_t : le taux de croissance de l'économie; DB_t : le solde budgétaire utilisé comme proxy du déficit budgétaire afin de mieux mesurer l'impact de la politique budgétaire sur l'inflation et enfin ε_t est le terme d'erreur. En dépit de ce qui précède, il est postulé la spécification VECM suivante dans la présente étude:

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta X_{t-i} + \pi X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Avec $X_t = (LINF_t, LIMP_t, LMM_t, TCH_t, TC_t, DB_t)^T$ soit le vecteur des variables où T désigne la transposé de X_t

πX_{t-1} : désigne la dynamique de long terme. La matrice π permet de décrire les effets de long terme. A partir de la procédure de [10] la matrice π peut être réécrite sous la forme $\pi = \alpha \beta^T$ où la matrice α est la force de rappel vers l'équilibre, il doit être significatif et nécessairement compris entre -1 et 0 . Elle mesure la vitesse d'ajustement aux équilibres de long terme et

¹ Ce choix est justifié par le fait que la littérature économique récente concernant la théorie de l'équilibre démontre qu'une série macroéconomique stationnaire peut être le résultat d'une combinaison de variables non stationnaires, d'où l'importance actuelle de l'analyse de la cointégration à k variables

β^T constitue le vecteur de cointégration. Il s'agit donc de la matrice dont les éléments sont les coefficients des relations de long terme des variables. ε_t : vecteur des erreurs; Δ : opérateur de différence première; et β_i et π désignent respectivement les matrices des coefficients de court terme et long terme.

2.5 ANALYSE STATISTIQUES DES VARIABLES

2.5.1 STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Tableau 1. Etude statistique des variables

	LINF	LIMP	LMM	TCH	TC	DB
Mean	3.911250	22.24320	15.57161	290.3068	1.210802	-2.351081
Median	3.602768	22.05293	20.55010	1.606660	2.350524	-0.860000
Maximum	10.07631	24.05642	29.29019	1010.303	9.470288	2.980000
Minimum	-0.295447	20.81269	-4.545732	9.33E-12	-13.46905	-15.85000
Std. Dev.	2.317745	0.902026	12.98335	377.8619	5.646839	4.246165
Skewness	0.515389	0.411372	-0.433179	0.806806	-0.753576	-1.710310
Kurtosis	3.138822	2.409131	1.476294	2.014335	2.857852	5.348336
Jarque-Bera	1.667734	1.581800	4.736397	5.511887	3.533054	26.54029
Probability	0.434366	0.453436	0.093649	0.063549	0.170926	0.000002
Sum	144.7162	822.9985	576.1495	10741.35	44.79968	-86.99000
Sum Sq. Dev.	193.3899	29.29145	6068.429	5140065.	1147.925	649.0770
Observations	37	37	37	37	37	37

Source: nos analyses sur base du logiciel Eviews10

Il ressort de la lecture de ce tableau que toutes les séries prises en niveau (à l'exception de la série DB) suivent une loi normale de distribution du fait que leurs probabilités associées à la statistique de Jarque Bera sont supérieures au seuil de 5 %. Il s'observe également que nos variables ont connu une moyenne annuelle respectivement de 3,91 % pour le taux d'inflation, 22,24 millions de dollars pour les importations, 15,57 millions de dollars la masse monétaire, 290, 31 CDF pour le taux de change, 1,21% pour le taux de croissance et -2,35% du PIB pour le solde budgétaire durant la période sous examen.

2.5.2 ANALYSE DE LA CORRELATION

Dans ce point, nous voulons mettre en évidence les corrélations linéaires existant entre le taux d'inflation et d'autres variables du modèle.

Tableau 2. Matrice de la corrélation des variables sous étude

Variables	LINF	LIMP	LMM	TCH	TC	DB
LINF	1.000000	-0.801966	-0.394310	-0.744321	-0.814867	-0.540376
LIMP	-0.801966	1.000000	0.536403	0.866742	0.690289	0.329156
LMM	-0.394310	0.536403	1.000000	0.754663	0.362960	0.337421
TCH	-0.744321	0.866742	0.754663	1.000000	0.669833	0.406215
TC	-0.814867	0.690289	0.362960	0.669833	1.000000	0.710371
DB	-0.540376	0.329156	0.337421	0.406215	0.710371	1.000000

Source: nos analyses sur base du logiciel Eviews10

Il ressort que le taux d'inflation est fortement corrélé et donc aussi négativement avec d'autres variables du modèle durant la période sous étude.

3 RESULTATS

Pour ne pas tomber dans le risque d'estimer des relations « fallacieuses » et d'interpréter les résultats de manière erronée, il s'avère nécessaire de passer par une analyse préliminaire des données c'est-à-dire procéder au test de stationnarité et de Co-intégration.

3.1 LA STATIONNARITE DES VARIABLES

Tableau 3. Test de racine unitaire (test de stationnarité des variables)

Variables	ADF	Variables à niveau			Variables en différence première			Décision
		(3)	(2)	(1)	(3)	(2)	(1)	
LINF	-6,847***	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	I (1)
LIMP	-4,894***	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	I (1)
LMM	-3,300***	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	I (1)
TCH	-3,116***	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	I (1)
TC	-5,623***	Non	Non	Non	Non	Non	Oui	I (1)
DB	-7,202***	Oui	Non	Non	Non	Non	Non	I (0)

Source: nos analyses sur base du logiciel Eviews10.

Légende: (***) indique que les variables sont stationnaires au seuil de 1%. (3), (2) et (1) désignent respectivement le modèle avec trend et intercept, le modèle avec intercept et enfin le modèle sans trend ni intercept.

Toutes les variables sont stationnaires à la 1^{ère} différence pour un modèle sans tendance ni terme constant à l'exception de la variable DB qui est stationnaire à niveau pour un modèle avec tendance et terme constant. Vu que toutes les variables (à l'exception de la variable DB) sont intégrées d'ordre I, il existe alors un risque de co-intégration.

3.2 ANALYSE DE LA COINTEGRATION

Pour tester la cointégration de nos séries, nous avons utilisé l'approché de [10]. En effet, cette approche permet d'identifier la relation d'équilibre de long terme entre deux ou plusieurs variables intégrées d'ordre différent en recherchant l'existence d'un vecteur de co-intégration, c'est-à-dire s'assurer de la convergence des sentiers de croissance des variables sur le long terme.

Tableau 4. Résumé du test de cointégration de Johansen

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE (s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.833443	127.0496	83.93712	0.0000
At most 1 *	0.561807	64.31489	60.06141	0.0209
At most 2	0.383625	35.43653	40.17493	0.1384
At most 3	0.323555	18.50003	24.27596	0.2248
At most 4	0.127730	4.818371	12.32090	0.5931
At most 5	0.001011	0.035387	4.129906	0.8777
Trace test indicates 2 cointegratingeqn (s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Sources: test effectué à l'aide du logiciel Eview 10.

Le test de cointégration effectué indique la présence de deux relations d'équilibre à long terme parce qu'on obtient deux valeurs statistiques de la trace supérieures aux valeurs critiques au seuil de 5%. Étant donné que le vecteur de cointégration n'est pas unique, la méthode d'Engel-Granger n'est plus valide et les estimateurs des MCO ne sont plus consistants quels que soient les vecteurs de cointégration. Nous devons, dans ce cas, faire appel à la représentation vectorielle à correction d'erreur (VECM, « Vector Error Correction Model ») qui est estimée par la méthode du maximum de vraisemblance [10].

3.3 RESULTATS DE L'ESTIMATION DU MODELE

Notons que les résultats présentés dans les tableaux ci-dessous sont ceux d'un VECM partiel du fait que les variables TCH et TC sont faiblement exogènes d'après le test de contrainte portant sur les coefficients de la force de rappel.

Tableau 5. Les résultats de l'estimation du VECM partiel

	Variables	ΔLINF	
		Coefficients	t-de student
Long Terme	Force de rappel	-0,5158861	(-2,81436)
	LIMP	0,13588987	
	LMM	0,00129762	
	TCH	-0,00055476	
	TC	-0,22780668	
	DB	0,14198411	
Court Terme	ΔLIMP	-0,880694	(-1,27138)
	ΔLMM	-0,245998	(-1,16212)
	ΔTCH	-0,007312	(-2,08167)
	ΔTC	0,057861	(0,65199)
	ΔDB	-0,173808	(-2,99275)

Source: nous même à partir du logiciel Eviews10
 $R^2 = 0,55$; $R^2_{adj} = 0,44$; $F_{stat} = 4,8028$

Globalement, le modèle estimé est significatif au regard de la valeur de la statistique F de Fisher. La valeur de R^2_{adj} indique que 44% des fluctuations de l'inflation au cours de la période sous étude sont expliquées par les variables du modèle. Ainsi, les six résidus issus de chaque équation sont des bruits blancs d'après la Q-statistique de Ljung-Box:

Première équation: $Q(16) = 17,235$ ($\alpha = 0,371$); Deuxième équation: $Q(16) = 9,2663$ ($\alpha = 0,902$); Troisième équation: $Q(16) = 11,109$ ($\alpha = 0,803$); Quatrième équation: $Q(16) = 13,501$ ($\alpha = 0,636$); Cinquième équation: $Q(16) = 15,832$ ($\alpha = 0,465$) et Sixième équation: $Q(16) = 13,318$ ($\alpha = 0,649$)

Enfin, le coefficient de la force de rappel est négatif et statistiquement significatif. Il est compris entre -1 et 0. Ce qui indique que l'inflation s'ajuste à une vitesse de 51% par rapport à son niveau d'équilibre suite à tout choc provenant des variables exogènes. On s'aperçoit donc que le choc se résorbe entièrement au bout d'environ $(1/0,51)$ soit 1,96) deux ans.

La spécification VECM étant validée, à long terme il ressort de la lecture du tableau ci-dessus que les variables importations, masse monétaire et déficit budgétaire influencent positivement l'inflation tandis que les variables taux de change et taux de croissance économique influencent négativement le taux d'inflation. Autrement dit, toutes choses restant égales par ailleurs, une augmentation d'une unité de l'importation, de la masse monétaire, du déficit budgétaire, du taux de change et du taux de la croissance économique entraîne respectivement l'augmentation du taux d'inflation de **0,13588987%**, **0,00129762%**, **0,14198411%** et une baisse du taux d'inflation de **0,00055476%** et **0,22780668%**.

À court terme, seuls le taux de change et le déficit budgétaire influencent significativement et de manière négative le taux d'inflation vu la valeur de la statistique de Student associée à chacun des coefficients de ces deniers. Ainsi, toute augmentation d'une unité du taux de change et du déficit budgétaire entraîne respectivement une baisse du taux d'inflation de **0,007312%** et de **0,173808%**.

4 DISCUSSIONS DES RESULTATS

De par nos analyses, il ressort que la masse monétaire présente un coefficient positif et statistiquement significatif seulement à long terme au seuil de 5%. Ce résultat révèle qu'un accroissement de 1% de la masse monétaire se traduit par une augmentation de **0,00129762%** du niveau de prix. Il s'ensuit alors qu'à long terme le processus inflationniste en RDC est expliqué par l'expansion monétaire conformément à la prédiction théorique. Ce résultat corrobore à ceux obtenus par [14], [15], [16], [17] et [13] respectivement en Allemagne, Suède, Finlande, Burundi et RDC.

Le coefficient du taux de croissance économique est affecté d'un signe négatif à court et à long terme et est statistiquement significatif au seuil de 5%. On s'aperçoit alors qu'en RDC, l'inflation affecte négativement la croissance économique. Ce résultat traduit l'existence d'un phénomène caractérisé par une stagflation, c'est-à-dire la coexistence d'une inflation persistante et de la baisse du niveau de production. De ce fait, les fluctuations récurrentes de l'inflation ont généré un taux d'inflation moyen très élevé jusqu'à nuire l'économie en ne favorisant pas l'investissement et l'épargne conformément à ce que pensent [18]. Dans cette optique, [19] a expliqué cette situation pour le cas de Burkina-Faso par la substitution entre les actifs réels (tels que les biens durables et autres objets de valeur) et les avoirs monétaires. A cause certainement du faible taux d'inflation dans la zone et de la crédibilité que les agents accordent à la politique monétaire, les ménages Burkinabè ont tendance à choisir plus d'actifs monétaires que d'actifs réels lorsque le niveau de leurs revenus est élevé; ce qui a pour conséquence de baisser le niveau d'inflation.

La relation entre l'inflation et le déficit budgétaire est négative à court terme et positive à long terme. Son influence positive est significative au seuil de 5%. Il apparaît donc qu'un accroissement de 1% du déficit budgétaire à long terme entraîne une augmentation de **0,14198411%** de l'inflation. Ce résultat trouve sa justification dans le recours accru à la monétisation du déficit budgétaire qui demeure un des facteurs très aggravant de l'inflation en RDC. Cette conclusion corrobore avec les résultats obtenus par [20] pour le cas de la Guinée. A court terme, cette situation peut s'expliquer par l'augmentation des dépenses publiques afféctées à d'autres fins n'ayant pas d'effet sur le secteur réel (par exemple financement de la guerre, l'éléphant blanc).

L'importation a une incidence positive sur l'inflation à long terme qui peut être due à l'inflation importée, c'est-à-dire que la hausse des prix dans les pays industrialisés s'est étendue à presque tous les pays avec lesquels ils ont des relations commerciales. Ce résultat est similaire à celui de [19] pour le cas de Burkina-Faso. Cette dernière estime que cette situation est normale pour le Burkina-Faso qui importe une grande partie de ses biens et services. La quasi-totalité des biens manufacturiers est importée ainsi que les biens d'équipement et les produits pétroliers. Cette situation est quasiment la même pour la RDC et corrobore également au résultat obtenu par [21] pour le cas de Nigéria.

Concernant le taux de change, les analyses ont montré une relation inverse entre le taux de change et l'inflation. En effet, les conséquences des variations du taux de change sur l'inflation dépendent de plusieurs facteurs. Si la dépréciation du taux de change coïncide avec une baisse de la demande globale, ses effets à court terme sur les prix à la consommation seront annulés, en tout ou en partie, par ceux de la baisse de la demande. Comme on l'a vu précédemment, la hausse du prix des intrants importés entraîne une augmentation des prix. La hausse de prix devrait normalement être renforcée par l'effet indirect de l'augmentation de la demande. Cependant, une baisse simultanée de la demande globale viendrait contrecarrer ces effets. S'il s'agit d'une fluctuation temporaire de la demande, il se peut que l'effet de taux de change ne soit que reporté, le temps que la demande revienne à sa situation initiale.

5 CONCLUSION GENERALE

En abordant cette thématique, notre préoccupation majeure était celle de savoir comment les importations peuvent induire le niveau d'inflation en RDC durant la période sous examen. Pour y parvenir, le choix était porté sur un modèle à correction d'erreur vectoriel et les principales conclusions montrent que: Les importations induisent le niveau d'inflation à la hausse en RDC durant la période sous examen. Par ailleurs, l'inflation est aussi expliquée par la masse monétaire, le taux de change à long terme, la croissance économique et le déficit budgétaire à court et long terme.

En outre, une innovation dans l'écart type du taux d'inflation de l'ordre d'une unité (un choc positif) se traduit généralement par un effet positif sur ses valeurs durant la période prise en considération; ce qui n'est pas le cas sur le taux de change et le taux de croissance économique lesquels sont affectés négativement par ledit choc durant la même période; un choc positif sur le taux d'inflation se traduit par un effet positif sur la masse monétaire pendant les deux premières années pour devenir négatif par la suite; un choc positif sur le taux d'inflation affecte négativement le déficit budgétaire pendant les deux premières années pour devenir positif pour les dernières années.

Au regard de ces résultats, il a été recommandé d'institutionnaliser les politiques fixant le taux d'intérêt à un niveau permettant d'encourager les investissements et d'accroître le niveau de production, de réduire les importations en RDC de manière à ne pas inciter les consommateurs à modifier leur goût. Toutefois, la présente étude n'a pas prétendu traiter toutes les questions liées à l'inflation. Dès lors, il est possible d'envisager un prolongement de cette étude en utilisant un modèle plus élargi (modèle DSGE) pouvant améliorer, compléter et affiner les présents résultats.

REFERENCES

- [1] ROMER P.M. (1997), *Macroéconomie approfondie*, McGraw-Hill-Ediscience,.
- [2] MANKIW N.G., (2001), " The inexorable and mysterious tradeoff between inflation and unemployment", *economic journal*, v111 (471, may), 45-61.
- [3] FISHER, I., (1911), "Growth, macroeconomics and development", NBER, *Macroeconomics annual*, n°6 pp.329-364.
- [4] KEYNES, J., M., (1936), *Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie*, Ed. Payot, Paris.
- [5] FRIEDMAN, M., (1968), « Le rôle de la politique monétaire », *the american economic review*, Vol. LVIII.
- [6] MUKADI, C., (2010), « RDC: l'inflation n'est que monétaire ? », *Libre Afrique*.
- [7] NGANDI, L. (2010), *L'analyse de quelques aspects de la politique monétaire de la banque centrale du Congo et ses effets sur l'économie nationale*, Université de Kisangani/FSEG.
- [8] LISIMO, N., (2014), *La politique de l'autorité face à la dépréciation du CDF: enjeux et conséquences*, Université de Kisangani/FSEG.
- [9] DIOP M. B. (2011), « un modèle de prévision de l'inflation à moyen terme dans l'UEMOA: une approche DSGE », *Document de Travail N° DT/11/03*.
- [10] BOURBONNAIS, R., *Econométrie*, 9e édition, duo, 2015, paris.
- [11] STOCK J.H. et M.W. WATSON, "Forecasting Inflation", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 44, 1999.
- [12] KOZICKI S. (2001), « Why Do Central Banks Monitor so many inflation indicators? », *Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic review*, Third quarter.
- [13] MUGANZA, H, N. (2014), *Les indicateurs avancés de l'inflation en RDC*, *Annales de l'UEA*, n°5, vol. 4, 4 (5), pp. 23 – 40. Hal-01202369.
- [14] BRANA S., (1999), « Politique monétaire et indicateurs avancés d'inflation: analyse dans une perspective européenne », *Cahier Economiques de Bruxelles*, n° 163, 3ème Trimestre, pp 299 – 323.
- [15] BAUGMGARTNER, J et RAMASWAMY R, (1996), « Inflation targeting in the united kingdom: information content of financial and monetary variables », *Working Papers*, n°96/44, FMI.
- [16] MUHLEISEN M., (1995), « Monetary Policy and inflation indicators for Finland », *Working Papers*, n°95/115, FMI.
- [17] BARARUZUNZA F. (2009), « Fondements réels et monétaires de l'inflation au Burundi », IDEC, Burundi.
- [18] NDIAYE et al. (2012) « incertitude de l'inflation et croissance économique: le cas de l'UEMOA », *Working paper halshs-00828156*, HAL.
- [19] ZONON, A., (2003), *les déterminants de l'inflation au Burkina Faso*, CAPES, Document de travail n°02/2003.
- [20] SYLLA F. et al (2007), « la dynamique de l'inflation en Guinée », *Institut Monétaire de l'Afrique de l'ouest*.
- [21] OLATUNJI (2010), *The impact of oil price regimes on construction cost in Nigeria*.